

19º

Prêmio BNDES de Economia

Inflação, Regras de Reajuste e Busca Seqüencial:

Uma Abordagem sob a Ótica da
Dispersão de Preços Relativos

Sérgio Guimarães Ferreira



Inflação, Regras de Reajuste e Busca Seqüencial:

**Uma Abordagem sob a Ótica da
Dispersão de Preços Relativos**

Sérgio Guimarães Ferreira

Dissertação apresentada
ao Departamento de Economia da
PUC/RJ como parte dos requisitos
para obtenção do título de
Mestre em Economia

**Orientador
Prof. Marco Antônio Bonomo**

**19º Prêmio BNDES de Economia
Rio de Janeiro – 1995**

Apresentação

Esta dissertação de mestrado em Economia, *Inflação, regras de reajuste e busca seqüencial: uma abordagem sob a ótica da dispersão de preços relativos*, de Sérgio Guimarães Ferreira, ora editada pelo BNDES, obteve o 1º lugar no 19º Prêmio BNDES de Economia, realizado em 1995.

Seu autor é brasileiro, 28 anos, graduou-se pela Universidade Federal do Rio de Janeiro e obteve o título de Mestre em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, em março de 1994, tendo como orientador o professor Marco Antônio Bonomo.

Concorreram ao 19º Prêmio BNDES de Economia 33 trabalhos, inscritos por 13 Centros de Pós-Graduação em Economia de universidades brasileiras. A comissão examinadora formada para apreciar as teses concorrentes foi presidida pelo professor Eduardo Augusto Guimarães e composta pelos professores Clélio Campolina Diniz, Clóvis José de Faro, Fernando Nogueira da Costa, Gustavo Maurício Gonzaga, José Paulo Chahad, Marcelo Savino Portugal, Marcos Costa Holanda e Paulo Cidade de Araújo.

Em 1995, foram premiadas as seguintes dissertações de mestrado:

2º lugar: *Ação econômica e ordem social na economia política clássica*, de Andréa Campos Gomes Fernandes – USP/IPE, orientada por Eleutério Fernando da Silva Prado;

3º lugar: *Ensaio sobre jogos de estabilização e inflação*, de Vitória Cristina Cardoso Saddi – FGV/SP, orientada por Yoshiaki Nakano;

4º lugar: *Eficácia da política de preços mínimos nos anos oitenta: o caso do milho no Brasil*, de Silvia Maria Almeida Lima – USP/Esalq, orientada por Geraldo Sant'Anna de Camargo Barros; e

5º lugar: *Coordenação e aprendizado: elementos para uma teoria das inovações institucionais nas firmas e nos mercados*, de João Luiz S. P. de Souza Pondé – Unicamp, orientada por Mário Luiz Possas.

Ao longo de 19 anos de realização do Prêmio BNDES de Economia, foram premiadas 95 dissertações e publicados, pelo BNDES, 25 desses trabalhos, totalizando a edição de cerca de 80 mil exemplares. Registra-se também, com satisfação, a crescente melhoria qualitativa das dissertações de mestrado inscritas.

Sumário

Agradecimentos 9

Resumo 11

Introdução 13

1. Teoria 17

- 1.1 – Introdução: inflação e bem-estar – o estado das artes 17
- 1.2 – *Custos de menu* e reajustes de preços descontínuos no tempo 18
- 1.3 – O comportamento do consumidor: busca instantânea e busca intertemporal 21
 - 1.3.1 – Busca instantânea 22
 - 1.3.2 – Busca intertemporal 22
- 1.4 – Inflação e bem-estar social: a literatura corrente 23
 - 1.4.1 – Busca instantânea e inflação conhecida 24
 - 1.4.2 – Inflação e o papel informacional do sistema de preços 26
 - 1.4.3 – Busca instantânea e inflação desconhecida 26
 - 1.4.4 – Busca intertemporal 28
- 1.5 – Conclusão 32

2. Inflação e dispersão de preços relativos: uma abordagem empírica 35

- 2.1 – Introdução 35
- 2.2 – Sobre a literatura empírica 37
- 2.3 – Sobre a metodologia 47
 - 2.3.1 – Sobre os dados 47
 - 2.3.2 – Sobre algumas especificidades dos supermercados 50
 - 2.3.3 – Sobre os testes econométricos 51
- 2.4 – Análise dos resultados 55
 - 2.4.1 – Sobre a periodicidade média dos reajustes 55
 - 2.4.2 – Testes de co-integração e regressões 56

Conclusão 71

Notas 73

Referências bibliográficas 81

Abstract 87

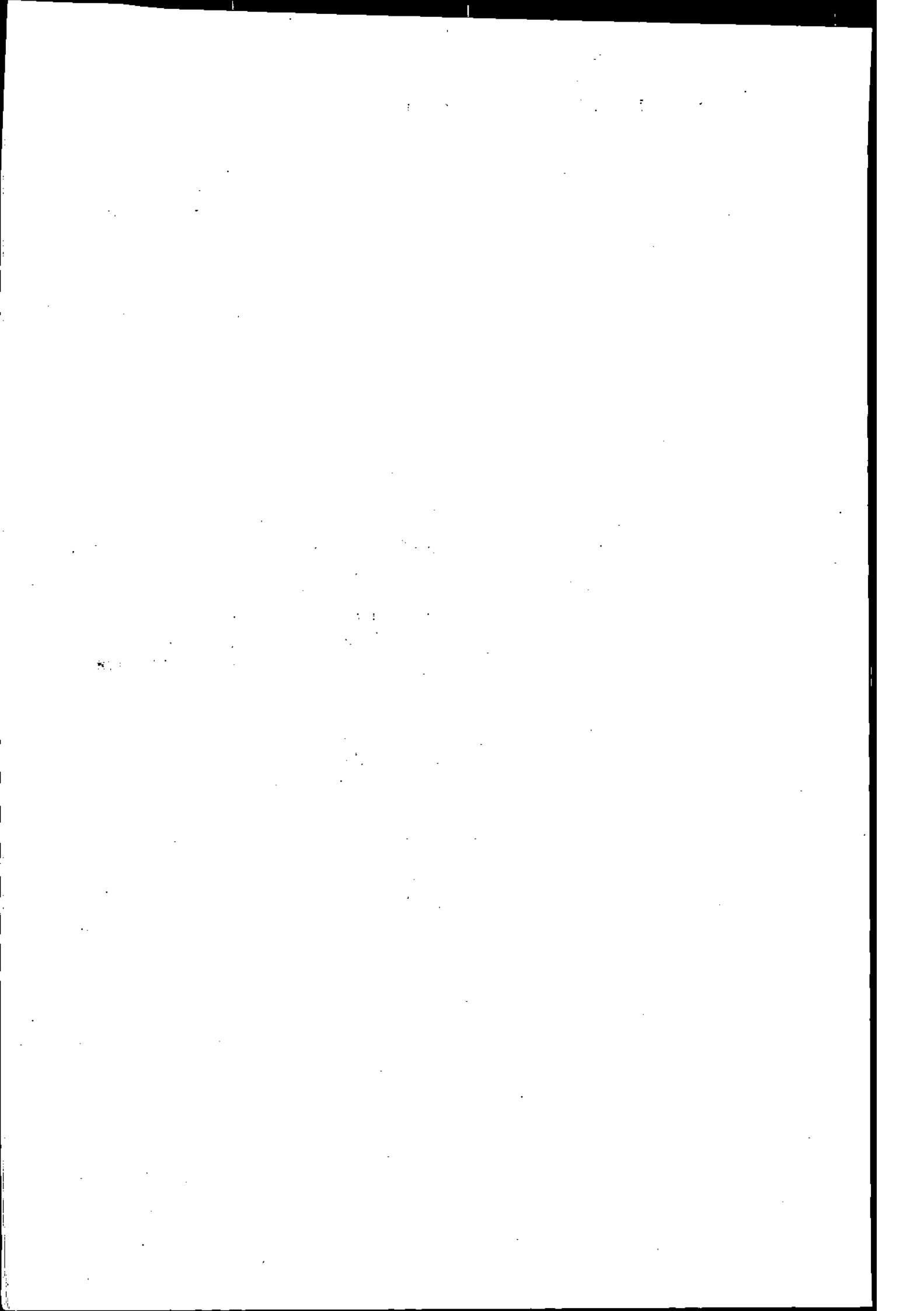
Índice de tabelas e gráficos

Tabelas

- 1 – Periodicidade de reajuste para cada produto 57
- 2 – Periodicidade global de reajuste para cada produto 61
- 3 – Controle de preços 61
- 4 – Correlograma da série de inflação 64
- 5 – Correlograma da série de aceleração inflacionária 65
- 6 – Estimação de um modelo AR(4) para aceleração inflacionária 65
- 7 – Avaliação dos modelos auto-regressivos de inflação segundo os critérios de Akaike e Schwarz 66
- 8 – Coeficiente de variação e inflação 67
- 9 – Variabilidade e inflação 67
- 10 – Coeficiente de variação da inflação esperada e inesperada 67
- 11 – Variabilidade e inflação esperada e inesperada 67

Gráficos

- 1 – Regra (S, s) determinística 20
- 2 – Variabilidade de preços relativos e inflação 44
- 3 – Inflação e seus componentes esperados e não-esperados 63



Agradecimentos

Aos meus pais, Alfredo e Zélia, pela compreensão e apoio nos momentos mais duros, quando eu mesmo cheguei a pensar em abandonar tudo.

À tia Thereza, pelas muitas "barras" que segurou e pelos longos papos, que "rolavam" por tardes inteiras.

Ao tio Pedro, por ajudar-me a ser menos dramático e também pelo XT e toda a infra-estrutura que colocou sempre à minha disposição, mesmo nos momentos mais inconvenientes.

À minha maninha Luciana, por nunca ter-me poupado da dureza de certas palavras.

Ao professor orientador Marco Bonomo, pela seriedade com que sempre encarou nosso trabalho e pelo constante estímulo que me passava através de seu otimismo, sempre que eu estava próximo de ser nocauteado pelas dificuldades. Como orientador, foi efetivamente co-responsável pelo sucesso do trabalho. Mais do que orientador, contudo, agiu sempre como um grande amigo, e isto não esquecerei.

Ao professor Gustavo Gonzaga, que, com sua paciência e boa vontade, foi fundamental para a realização da seção econométrica do trabalho.

Ao professor Luís Roberto Cunha, por ter-me ajudado com seus fartos conhecimentos e material sobre controle de preços no Brasil.

A Ricardo Braulli, pelo material sobre supermercados.

A Luís Chrysóstomo, por ter confiado em mim e por ter tido sensibilidade e paciência quando a tese impedia-me de exercer com 100% de eficiência minha função no banco (valeu demais, Luís).

Ao CNPq e ao Paradi, pelo suporte financeiro, sem o qual o trabalho não poderia ter sido realizado.

Ao pessoal do IBGE, principalmente à Márcia Quinkslr, do Departamento de Preços.

À Ana Sérgio, não só pela datilografia, mas por ter adiado suas férias para entregar-me a versão final no tempo hábil, e a Fábio Garcia Palmer, pelo suporte de pesquisa.

À turma do "sacode a poeira", Afonso, Zezinha, Domingão, Miúdo, Márcio, Augusto, Barreiro, por estarem muitas vezes por perto quando o tempo era de chuva.

À Marise.

A Deus, porque só ele estava nos sábados e domingos passados nos corredores do 4º andar de um prédio no Leme, ou na capela da PUC, quando a solidão batia mais forte.

Resumo

O objetivo deste trabalho é discutir as conseqüências da inflação sobre o reajuste de preço das firmas e sobre a busca dos consumidores, atentando para a diferença entre os efeitos da extração de sinal (intrínseco à incerteza inflacionária ou à heterogeneidade entre firmas) e os efeitos da própria inflação, sendo esta determinística ou não. Sobre este último caso, o trabalho analisa a importância do *custo de menu* para a dinâmica inflacionária. Para testar tal argumento, faz-se uso de análise econométrica de séries temporais, tratando a inflação e a dispersão de preços relativos como processo gerador de dados (PGD) não-estacionário e tirando conclusões sobre o que é mais importante para explicar a dispersão de preços na economia brasileira: a incerteza inflacionária ou a inflação esperada.

Introdução

“... Logo, ninguém sabia quanto as coisas custavam. Preços saltavam de maneira completamente arbitrária; uma caixa de fósforo custava, em uma loja que tinha aumentado seus preços no momento certo, vinte vezes mais do que em uma outra, onde um vendedor decente estava ainda vendendo sua mercadoria ao preço do dia anterior. Como recompensa por sua honestidade, suas prateleiras ficavam vazias dentro de uma hora, porque todos corriam e compravam o que estivesse à venda, mesmo que não precisassem do produto” [Zweig (1943)].

A convivência com a inflação provoca adaptações naturais da sociedade, que passa a sofrer corrosão contínua do seu poder de compra. Em face deste fato central, a capacidade de defesa de determinados grupos e a incapacidade de outros provocam redistribuição de riquezas e renda entre os setores econômicos. O inchaço do sistema financeiro (em virtude da demanda por moeda indexada pelos detentores de ativos), a corrosão das receitas públicas (em consequência do lapso de tempo transcorrido entre o fato gerador do tributo e sua efetiva cobrança), a transferência de renda dentro do setor privado (de setores sociais mais baixos – sem acesso às inovações financeiras e por isto desprotegidos da cobrança do imposto inflacionário – para o sistema bancário) e a redistribuição de renda entre trabalhadores organizados e desorganizados (do segundo para o primeiro grupo) são efeitos reais da inflação já bastante estudados e que ocorrem em inflações moderadas. Num ambiente mais explosivo, a dolarização parcial da economia também tem efeitos distributivos variados, com transferências de renda de setores produtores de bens *não-comerciáveis* para setores produtores de *comerciáveis*.

Este trabalho destaca um fator pouco estudado, tanto em termos teóricos quanto empíricos, isto é, o efeito que a inflação causa na distribuição de preços relativos dentro do mercado onde firmas ofertam bens cuja elasticidade de substituição seja alta (função apenas do que será definido mais adiante como custo de busca). A elevação dos preços nominais interfere de forma diferenciada na estrutura do mercado, dependendo do padrão de busca dos consumidores e das regras de reajuste das firmas.

Um aumento da inflação pode provocar um aumento da dispersão de preços relativos, do qual os consumidores procuram aproveitar-se para encontrar preços

mais baixos, através da intensificação das buscas. Com efeito, na medida em que sabem sobre o aumento do *spread* da distribuição de preços relativos, passam a aceitar apenas preços mais baixos. Tal atitude tem dois efeitos sobre o bem-estar social, de sinais opostos: por um lado, a intensificação da busca aumenta o *custo social de busca*, ou o sacrifício de produto gerado pelo aumento do tempo gasto com busca; e, por outro, reduz o *mark-up* das firmas, na medida em que a busca intensa torna a curva de demanda mais elástica.

Por outro lado, a inflação pode ser responsável por um aumento da volatilidade dos preços relativos, de forma que provoque a perda da percepção sobre a estrutura de preços. Em outras palavras, firmas muito barateiras passam no momento seguinte a ser muito careiras e, além disto (e o que é mais importante), o consumidor passa a não saber a posição relativa de cada uma. Neste caso, o efeito da inflação é um aumento da inelasticidade da demanda da firma e um aumento do preço real médio do mercado.

Diante do fato de que o padrão comportamental dos consumidores seja facilmente reconhecível no dia-a-dia como próximo ao descrito aqui, todo o núcleo da questão se coloca na estratégia adotada pelas firmas, num ambiente de inflação alta. A regra de reajuste adotada pelo vendedor, seja ele produtor ou do setor varejista, depende do processo inflacionário em si, e não propriamente dos patamares inflacionários, embora o primeiro seja, na maior parte das vezes, determinado pelo segundo.

Com efeito, uma economia com altas taxas de inflação naturalmente sofre um encurtamento do horizonte de previsão dos agentes econômicos, por mais atualizadas que sejam as pesquisas de preços. Pequenos choques de oferta (ou de demanda) têm efeitos muito mais explosivos em face da indexação generalizada, tornando a variância inflacionária mais alta do que em economias com inflações moderadas. Em economias como a descrita acima, as regras de reajuste de preços, ou mais especificamente o *timing* com que este ocorre, provavelmente terão que incorporar o elemento de incerteza em relação à verdadeira taxa de inflação.

Por sua vez, em economias cuja aceleração inflacionária transcorreu de forma não explosiva, em patamares bem definidos, o componente desconhecido da inflação é de menor importância. Contudo, firmas que sofrem contínua corrosão de seu preço real não reajustam sucessivamente seus preços. Este comportamento aparentemente irracional pode ser explicado pela existência de custos de reajuste de preços (chamados custos de etiquetagem, ou *menu cost*), que tornam ineficientes remarcações diárias.

A presença de tais custos pode ser exemplificada no episódio recente da implantação da unidade real de valor (URV) como mecanismo indutor da sincronização de reajustes de preço na economia brasileira. A imposição legal de se colocar os preços em cruzeiros reais – preservando a moeda como unidade de conta – impediu a adesão dos supermercados, porque o custo de mudar preço diariamente seria proibitivo. Como resultado, o setor só converteu seus preços na virada do Plano Real.

A relativa rigidez de preços causada pela existência deste tipo de fricção com a qual se deparam as firmas pode desencadear efeitos distributivos na economia, quando ocorre uma elevação das expectativas inflacionárias. Este argumento consiste numa aplicação a um caso particular da idéia mais geral de que choques agregados perfeitamente previstos podem ter efeitos reais, em face de algum tipo de rigidez nominal.

O estudo desenvolvido aqui discute ambientes inflacionários, regras de reajustes de preço e funções de reação dos consumidores. Diferentes combinações podem gerar efeitos distributivos completamente distintos, dentro do mercado de um produto homogêneo. Se a hipótese de *menu cost* é correta, aumentos da inflação esperada geram aumentos da dispersão de preços relativos, porque as firmas não encurtam proporcionalmente a periodicidade de reajuste, pois isto implicaria custos de etiquetagem muito altos. Assim, preferem aumentar a diferença entre o preço real de pico e de vale.¹

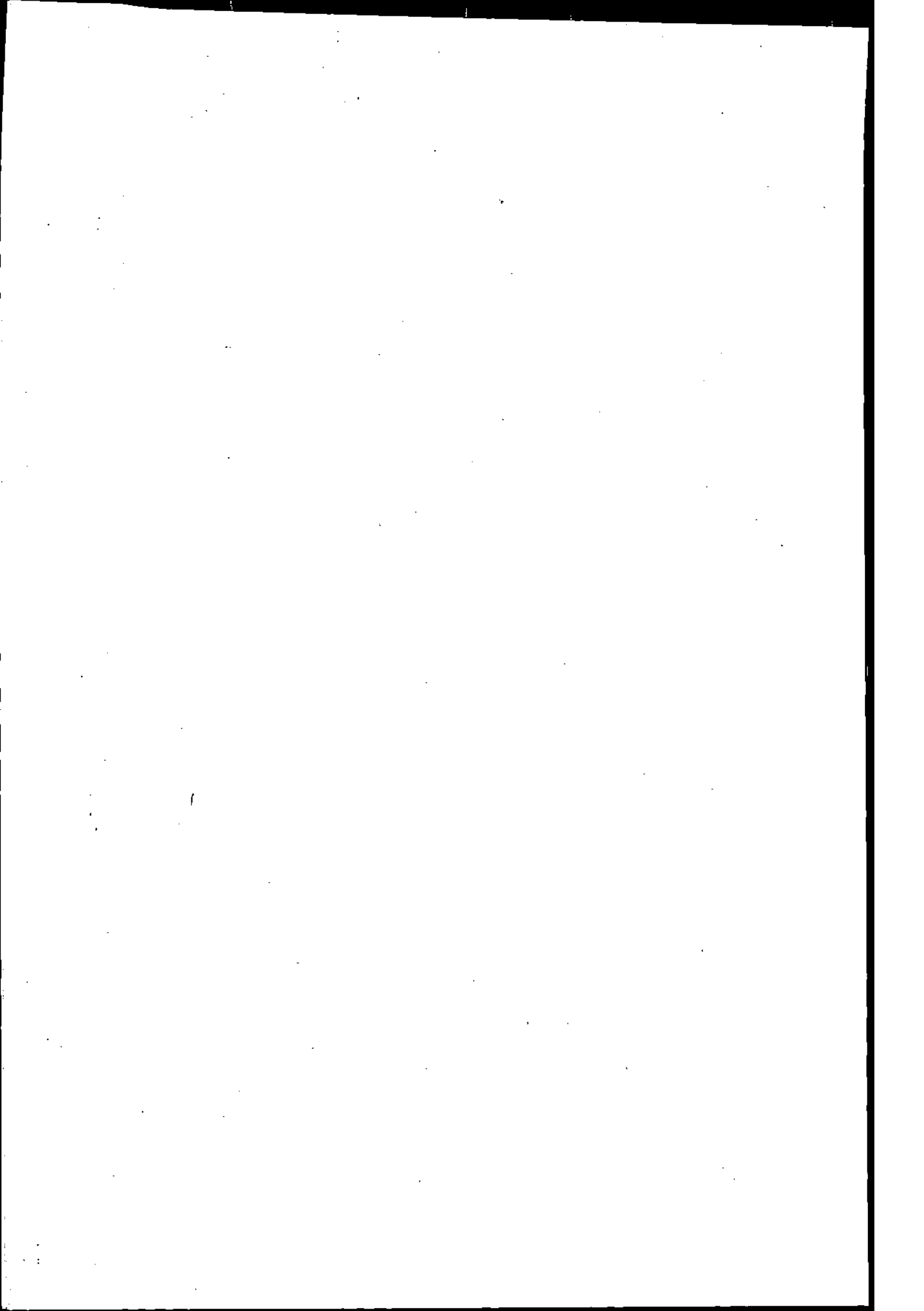
Isto provoca diferentes reações dos consumidores: por um lado, eles se aproveitam do aumento da dispersão, como já foi dito; e, por outro, tornam mais difícil e sujeita a erros a formação de relações de clientela, na medida em que não conseguem discernir entre firmas careiras e barateiras. O primeiro efeito torna-os mais agressivos e o segundo os faz mais acomodados. O Capítulo 1 contém um *survey* sobre a literatura teórica.

É importante mencionar que está se tratando aqui de efeitos de longo prazo da inflação, ou seja, comparam-se diferentes padrões comportamentais de firmas e consumidores diante de distintos níveis de equilíbrios inflacionários. Em outras palavras, as relações aqui descritas são de steady-state.

No Capítulo 2, procura-se captar os efeitos da inflação sobre a dispersão de preços relativos dentro de mercados de quatro bens de consumo não-duráveis e, a partir daí, fazer inferências sobre as regras de reajustes de preços dominantes. *A idéia é testar a importância da expectativa inflacionária na dispersão de preços relativos, vis-à-vis a parcela imprevista da inflação, como forma de buscar elementos factuais que reforcem ou debilitem a hipótese de que as regras de reajuste são influenciadas principalmente pelo custo de etiquetagem, e não pela incerteza inflacionária.*

Neste sentido, este trabalho diferencia-se dos demais por tratar as variáveis envolvidas como séries não-estacionárias e buscar, a partir deste diagnóstico, a identificação de relações de longo prazo (vetores de co-integração) entre inflação esperada, inflação inesperada e dispersão de preços relativos. O mérito deste tipo de tratamento está no fato de explicitar as relações de longo prazo entre dispersão e os dois componentes da inflação, separando-as daquilo que ocorre no curto prazo, que não é alvo da teoria estudada.

A Seção 2.1 faz uma introdução do Capítulo 2; a Seção 2.2 discorre sobre o estado das artes empírico; a Seção 2.3 descreve a metodologia de seleção de dados e as técnicas econométricas utilizadas, além de discorrer sobre a estratégia de reajuste dos supermercados (que compõem a maior parte dos estabelecimentos pesquisados); e a Seção 2.4 apresenta os resultados.



1. Teoria

1.1 – Introdução: inflação e bem-estar – o estado das artes

Muito embora exista unanimidade no fato de que a inflação alta representa um mal para a economia (e sucessivos governos têm priorizado suas políticas no sentido de combatê-la), os trabalhos acadêmicos direcionados para o estudo de suas reais implicações sobre a estrutura dos mercados encontram-se em estado nascente, tanto no campo da pesquisa empírica quanto teórica. O objetivo deste capítulo é discutir os avanços científicos já verificados, centrados no estudo dos efeitos da inflação sobre a margem de lucro das firmas e o bem-estar social.

A literatura de inflação e bem-estar social está inserida num contexto mais amplo, reconhecido no *novo-keynesianismo*, que procura derivar endogenamente a rigidez do ajuste de preços em certos mercados, em face de choques de demanda. Nos termos da nossa discussão, o lado da oferta é composto de firmas com algum poder de mercado,² que encaram um custo de ajustamento de preços, num ambiente em que a inflação ainda não afetou a moeda como unidade de conta.³ Em face disto, as lojas estabelecem uma regra de reajuste ótima, que consiste basicamente em manter o preço fixo por um intervalo não trivial de tempo, reajustando-o quando a ação da inflação já o tem corroído a um nível real de vale. O reajuste visa recompor o preço real ao patamar de pico, quando então o processo de corrosão inflacionária é novamente desencadeado.

Esta regra de reajuste já é bastante conhecida por teóricos, e mesmo por leigos, no Brasil. A novidade, contudo, é sua derivação pela firma que maximiza lucros intertemporais. Neste ponto de vista é que reside o mérito da literatura novo-keynesiana sob inflação, no lado da oferta.

Na medida em que, num mesmo mercado, todas as firmas ajam racionalmente e, portanto, sigam a regra de reajuste descrita acima, tende-se a criar uma dispersão de preços relativos, numa análise *cross-section*. Isto ocorre porque, normalmente, os reajustes não são sincronizados e, portanto, em cada momento existem firmas que acabaram de reajustar e outras que estão prestes a fazê-lo. Este

resultado é poderoso, pois indica que a inflação gera, por si, dispersão de preços relativos, quando acompanhada de presença de algum tipo de fricção no reajuste de preços. Além do mais, tal dispersão independe da existência de idiosincrasias entre as firmas, podendo ser verificada mesmo num mercado com firmas produzindo, a um mesmo custo, um bem homogêneo.⁴

A existência de dispersão de preços relativos faz com que os consumidores passem a buscar firmas que estejam com preços relativos baixos,⁵ isto é, próximos do nível de vale. Contudo, o processo de busca não se dá sem fricções ou custos, que, simplificarmente, dizem respeito ao desgosto de ir de loja em loja pesquisando preços. Em vista disto, os consumidores têm também uma estratégia de busca ótima. Portanto, as firmas encaram curvas de demanda que são endogenamente determinadas pelo comportamento de busca dos consumidores num ambiente inflacionário. Por conseguinte, as regras ótimas de reajuste de preços precisam estar associadas ao formato da demanda de cada firma e, em última análise, à função de reação dos consumidores.

Esta estrutura geral abarca as mais variadas interpretações da relação entre inflação e bem-estar, a serem vistas neste capítulo. No entanto, a ênfase em diferentes aspectos da questão ressalta distintos mecanismos através dos quais a presença da inflação afeta o comportamento de busca dos consumidores.

O capítulo está dividido da seguinte maneira: na Seção 1.2, veremos como as firmas reajustam preço otimamente, formulando regras dependentes do estado, na medida em que mudam o preço quando este alcança um nível real mínimo. Devido à presença do *custo de menu* (ou seja, o custo de manufatura de novas tabelas de preço), as firmas respondem com aumento da dispersão entre vale e pico real diante da elevação da inflação. O efeito desta ação é um aumento da dispersão de preços no mercado. Na Seção 1.3, veremos o lado da demanda, ou seja, como os consumidores reagem à ação das firmas, o que, entretanto, varia conforme a busca seja instantânea ou por vários períodos (busca intertemporal). Também propriedades intrínsecas ao bem, como a perecibilidade, interferem fundamentalmente na estratégia do comprador. Na Seção 1.4, discutimos, à luz da literatura recente, os efeitos da inflação sobre o poder de mercado das firmas e o bem-estar social. A inflação prejudica o sinal emitido pelas cotações sobre a verdadeira estrutura de preços relativos, tanto corrente quanto futura, aumentando a confusão do consumidor em alguns casos. Veremos que os modelos que chegam a resultados mais próximos do senso comum, isto é, de que a inflação piora o *bem-estar*, destacam o papel informacional do sistema de preços como preponderante.

1.2 – Custos de menu e reajustes de preços descontínuos no tempo

A simples observação do comportamento de uma firma qualquer, no Brasil, indica que os reajustes de preço ocorrem entremeados por intervalos de tempo de muitos dias (difícilmente inferiores a uma quinzena, quando a inflação encontra-se num patamar entre 20% e 30% ao mês). Ao mesmo tempo, pode-se

afirmar que o custo unitário de tal firma aumenta quase que diariamente, tendo em vista a complexidade da estrutura de insumos que ela adquire. Daí podemos dizer que o preço ótimo da firma em questão comporta-se, aproximadamente, como uma função monótona crescente do tempo. Conclui-se que estamos tratando de uma estratégia subótima efetuada pelas firmas em inflação alta. Cabe, então, perguntar o porquê de tal comportamento.

A explicação está na existência de custos de reajuste de preços, que podem estar explícitos no custo de etiquetagem ou de encomenda de novos catálogos de preço, quando são denominados *custos de menu*.⁶ A percepção desta e de outras fricções pelos economistas tem permitido, desde a década passada, a revigoração da tese de não-neutralidade da moeda, que perdera força em virtude da ausência de base racional que explicasse a permanência de desequilíbrios entre oferta e demanda em alguns mercados. A existência de custos de reajuste e a noção de firmas *price-setters* (cuja função-objetivo é otimizada em relação aos preços) racionalizaram a rigidez de preços em face de choques de demanda agregada e têm resgatado a idéia keynesiana do *business cycle* gerado por choques monetários, mesmo plenamente antecipados, na presença de inércia-preço.⁷

Em termos resumidos, a firma compara o custo de oportunidade de agir subotimamente (isto é, não seguir o preço ótimo) com o custo de reajuste. Dependendo do tamanho do choque, a perda por não maximizar lucro será menor que o *custo de menu*, e a firma opta por rigidez.⁸ Estes resultados são poderosos, pois custos de reajuste muito pequenos são capazes de fazer com que choques monetários tenham grandes efeitos reais.⁹

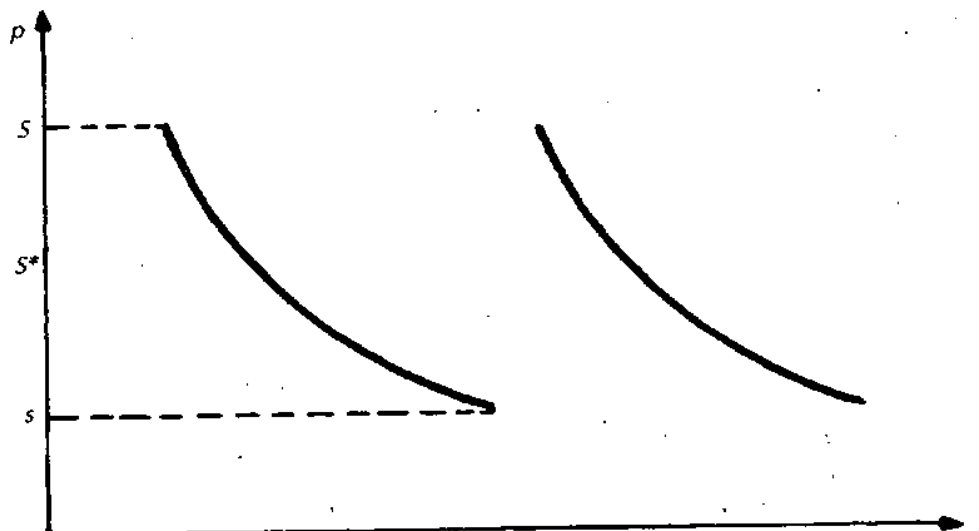
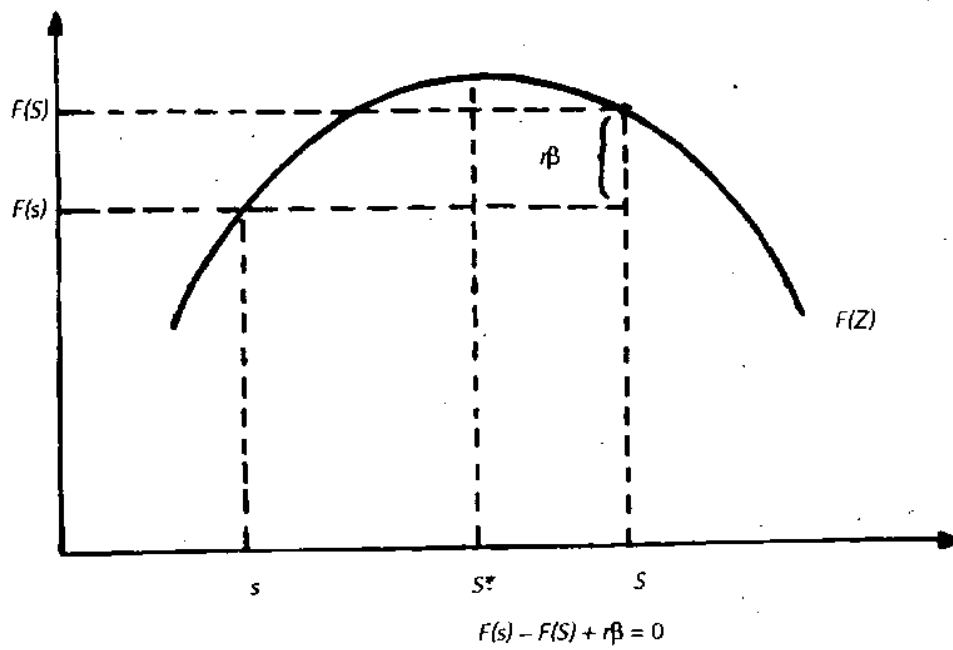
Na presença de inflação, a hipótese de *custo de menu* faz com que as firmas deixem o preço nominal fixo até que este caia a um nível real no qual o custo de oportunidade da rigidez iguale o custo *lump-sum* de reajustar. Neste estado da natureza, a firma reajusta seu preço para um nível real de pico superior ao preço real ótimo, quando então o processo de corrosão inflacionária do patamar real de preços reinicia-se. Sheshinski e Weiss (1977) estudam o caso de uma firma monopolista, produtora de um bem não estocável, num ambiente com inflação constante e perfeitamente conhecida e que maximiza lucros intertemporais. Diante de tais condições, estes autores encontram uma regra (S, s) determinística, onde chamamos S o preço de pico e s o preço de vale (conforme o Gráfico 1).¹⁰

Aumentos no patamar inflacionário de *steady-state*, isto é, da tendência da inflação, fazem com que a firma reduza a periodicidade dos reajustes. Contudo, em virtude do custo de reajuste, a maior frequência dos ajustamentos de preço ocorre simultaneamente com a elevação do pico real e o rebaixamento do vale.¹¹ Seguindo esta linha de raciocínio, na medida em que cresce a inflação aumentam as defasagens de preço das firmas que se encontram próximas ao instante de reajuste.¹²

Na presença de inflação estocástica, a regra (S, s) pode ser obtida com pequenas alterações. Obviamente, a duração do período com preço nominal fixo é aleatória. Sheshinski e Weiss (1983), supondo que a inflação só assume valores nulos ou positivos, concluem que a dispersão (S/s) é tanto maior quanto mais

GRÁFICO 1

Regra (S,s) determinística



elevada a variância inflacionária. Para uma inflação média dada, as firmas adicionam um prêmio de risco – que depende do *spread* da distribuição de probabilidades da inflação e da taxa de juros real –, encontrando como resultado o equivalente-certeza inflacionário, e a partir disto determinam a regra (S,s) ótima da mesma forma que no caso determinístico.¹³

Bertolla e Caballero (1990) mostram formalmente que, a partir da hipótese de uma função custo de reajuste descontínua ou não diferenciável – na qual esteja incluído o custo de reajuste *lump-sum* como caso particular –, chega-se a ajustamentos infreqüentes do preço da firma.¹⁴

Até agora, temos considerado a firma como tomando a curva de demanda como dada.¹⁵ Entretanto, o relaxamento da hipótese de monopólio permite aos consumidores buscar menor preço entre as firmas, em cada instante de tempo. Alternativamente, a consideração de um mercado cujo bem não é perecível permite a estocagem especulativa pelos consumidores, que procuram concentrar suas compras quando o preço real da firma encontra-se próximo ao nível de vale. Em ambos os casos a regra (S,s) gerada tomará em consideração uma curva de demanda endógena, e por isto terá maior grau de complexidade.

1.3 – O comportamento do consumidor: busca instantânea e busca intertemporal

Num ambiente de alta inflação, é comum encontrarmos grandes diferenças de preço entre as lojas, para um mesmo produto. Esta constatação, da qual qualquer dona-de-casa tem conhecimento, dissemina a prática da busca por preços baixos antes da efetivação da compra.

A busca envolve um custo para o consumidor, que pode ser o tempo despendido na visita ou o esforço físico embutido no deslocamento entre uma loja e outra. Desta feita, um consumidor racional segue uma estratégia de busca ótima pela qual, ao fim de cada visita onde é observada uma cotação, ele decide entre comprar ou prosseguir na busca. Assim, ele compara o ganho esperado de uma busca adicional com o custo envolvido na operação.

Com base numa distribuição de probabilidades conhecida, ou imaginada, o consumidor escolhe um *preço de reserva*, abaixo do qual ele compra o bem. Este preço, que não é obrigatoriamente constante durante o processo de busca, é tal que iguala o ganho esperado de nova visita com o custo desta.¹⁶ A literatura denomina este padrão comportamental *busca seqüencial*, em vista da seqüência de decisões entre buscar ou não nele envolvida.¹⁷

Podemos separar a busca seqüencial em duas importantes categorias: a busca instantânea e a busca por vários instantes (ou intertemporal). Dependendo do caso, o consumidor explora de distintas formas a dispersão de preços de pico e vale surgida com a inflação.

1.3.1 – Busca instantânea

A possibilidade de várias firmas seguirem regras (S,s) , de maneira não sincronizada, permite a convivência de preços muito defasados e outros recém-reajustados, num mesmo instante. Neste caso, o consumidor observa o preço e decide se continua ou não a busca por um preço mais próximo do vale s . A presença de inflação e a dessincronia entre as firmas dá condições ao consumidor para que este tire proveito da variância de preços relativos.

Um aumento da dispersão da distribuição de preços, seja qual for o seu motivo, aumenta a probabilidade de serem encontrados preços mais baixos, elevando o ganho de busca esperado. Assim, os consumidores tornam-se insistentes em buscar, o que se reflete pela queda do preço de reserva.

Se as firmas agem sincronizadamente, elas podem impedir a existência de dispersão e, assim, readquirir o poder de monopólio perdido com a possibilidade de busca. A sincronia também pode ser um equilíbrio, na medida em que qualquer firma que tente fugir dela perderá receita, posto que os consumidores sabem que a probabilidade de encontrar a loja desviante é muito pequena (num mercado de numerosos vendedores) e, portanto, o ganho de busca é muito baixo. Por conseguinte, os compradores preferem aceitar a primeira cotação que encontram.

Outra influência interessante do ambiente inflacionário sobre a estratégia do consumidor que busca instantaneamente ocorre quando as firmas têm custos diferenciados e parte da inflação é desconhecida. Em tal situação, o preço serve como sinalizador da verdadeira distribuição de probabilidades das cotações entre as firmas. O consumidor usa a busca para desvendá-la. Sendo assim, o preço de reserva pode variar em cada *round* da busca, na medida em que se altera a distribuição condicionada às informações disponíveis.

Ao observar uma firma com preço alto, o consumidor não sabe se isto ocorre porque ela tem custo idiossincrático elevado ou se a inflação está mais alta do que o esperado e, por causa disto, o preço das demais lojas também estaria alto. É o clássico problema da extração de sinal de Lucas (1973), aplicado à decisão de busca do consumidor. O desconhecimento, *a priori*, sobre a distribuição de preços instantânea pode ser sanado através da visita das lojas e da aquisição de sabedoria, *a posteriori* – processo este no qual o preço assume papel fundamental de sinalizador.

1.3.2 – Busca intertemporal

Em muitos casos, o comprador de um bem não-perecível e, portanto, estocável aprende a regra de reajuste do fornecedor e, assim, especula contra este último, concentrando suas compras quando o preço real chega a um patamar próximo do suposto vale s . Isto é modelado em Bonomo e Najberg (1993). Em tal caso, a firma fornecedora reage, administrando seus preços e, portanto, o *timing*.

de reajuste de maneira a evitar ataques especulativos, que lhe são muito prejudiciais, na medida em que a maior parte de sua produção seria vendida a preços muito defasados.¹⁸

Benabou (1989), em um modelo semelhante, chega a uma regra (S,s) onde o preço de vale (s) é estabelecido estocasticamente pelas firmas, enquanto os consumidores optam por estocar quando comprando próximo ao preço de vale da firma.¹⁹

Neste caso, o preço corrente sinaliza a respeito do preço futuro, auxiliando o consumidor cujo horizonte de busca estende-se além do instante presente (no qual a compra se dá). Em baixa inflação, a capacidade de busca no tempo do consumidor que tira proveito da estratégia (S,s) de uma firma é parcialmente recuperada por um fator adicional, que atinge principalmente as camadas de renda mais baixas: o imposto inflacionário que deixam de pagar. Para fugir deste, o consumidor sem acesso a aplicações financeiras gasta quase todo o seu salário no início do mês. As firmas, então, aproveitam-se e reajustam seus preços, vendendo no pico real. Esta situação é modelada por Casella e Feinstein (1990) para o caso externo da hiperinflação alemã. Em baixa inflação, o consumidor readquire o poder de decisão sobre o *timing* da compra.

Em mercados freqüentados periodicamente pelo consumidor, este prefere buscar pela firma com vistas ao estabelecimento de uma relação de clientela, quando o custo de busca desencoraja-o a procurar por preços baixos todo o período. Num ambiente onde há heterogeneidade de custos, ele tenta inferir o preço médio da firma a partir do preço observado, via dedução da regra (S,s) .

Em síntese, o estudo dos efeitos da inflação sobre o bem-estar social deve levar em conta a reação de firmas e consumidores ao ambiente inflacionário, quando ambos encaram, respectivamente, custos de reajuste e de busca. A presença de inflação gera dispersão de preços relativos tanto entre as firmas em um determinado instante – afetando o consumidor que busca instantaneamente por preço baixo – quanto em uma mesma firma ao longo do tempo – criando problemas de extração de sinal para o consumidor cujo horizonte de busca é mais longo. O efeito final, então, será resultado da interação do lado da oferta (firmas) com a demanda (*searchers*).

1.4 – Inflação e bem-estar social: a literatura corrente

Nesta seção, veremos como a literatura corrente combina as várias situações descritas anteriormente, encontrando resultados diversificados, que mostram distintas facetas da influência da inflação sobre o comportamento dos agentes. Na primeira parte, mostramos o caso no qual o preço não tem conteúdo informacional e os consumidores buscam entre firmas, num dado instante. Benabou (1988) mostra que, neste caso, o aumento da inflação gera mais dispersão de preços relativos entre as firmas, de cujo resultado tira proveito o consumidor. A introdução de incerteza, através do desconhecimento pelo con-

sumidor da verdadeira taxa de inflação, torna ambíguos os resultados sobre o bem-estar social, mesmo quando as buscas são instantâneas, em vista de distorções, criadas pelo componente aleatório da inflação, no conteúdo informacional dos preços, o que é mostrado por Benabou e Gertner (1993).

Na segunda parte, alongaremos o horizonte de busca dos consumidores, que, na medida em que visitem firmas no presente a fim de estabelecerem laços duradouros de clientela, tomam as cotações correntes como sinalizadores do comportamento futuro das firmas. Na medida em que o aumento da inflação gere maior variabilidade, ao longo do tempo, do preço da firma em relação à sua média e, portanto, maior ruído informacional, acaba induzindo os consumidores a decisões erradas, além de torná-los mais lenientes diante de preços altos. Portanto, o resgate do papel do sistema de preços como sinalizador dos preços futuros aproxima os resultados da teoria daquilo que pertence ao senso comum, ou seja, da correlação negativa entre inflação e bem-estar social.

1.4.1 – Busca instantânea e inflação conhecida

Benabou (1988) analisa o mercado de um bem homogêneo, produzido por inúmeras firmas *price-setters* que, ao encararem *custos de menu*, realizam a mesma regra (S,s) , de forma não sincronizada. A economia depara-se com uma taxa de inflação constante, também não havendo qualquer aleatoriedade, no que se refere a choques particulares a cada firma (todas têm o mesmo custo).

Por outro lado, o consumidor tem vida econômica instantânea, na medida em que compra o bem, depois de realizar a busca, e sai do mercado para não mais voltar no futuro. Esta condição é estabelecida para que não haja aprendizado sobre as regras (S,s) determinísticas das firmas.²⁰

Sob este prisma, o mercado descrito assemelha-se ao caso de bens de consumo duráveis, na medida em que na próxima compra o consumidor nada saberá previamente sobre os preços relativos das firmas. Esta estrutura do modelo, contudo, não capta outro tipo de comportamento do consumidor que busca por um bem durável, isto é, acompanhar a evolução do preço real do bem, durante um certo período, para adquiri-lo na baixa. Esta estratégia justifica-se tanto mais quanto maior o prazo de usufruto do bem de consumo e quanto maior o preço do bem. Neste último caso, sendo o consumidor averso ao risco e tendo aversão absoluta decrescente em relação à renda, mais certeza ele vai querer ter sobre o preço real do bem que está para adquirir e assim maior o tempo de pesquisa. Isto explica por que todos buscam ao longo do tempo para comprar um carro, mas somente os mais pobres são pacientes ao comprarem um televisor – embora o horizonte de uso de ambos os bens seja equivalente.

No caso de Benabou (1988), os consumidores têm as mesmas preferências e o mesmo conhecimento a respeito da distribuição de preços relativos entre as firmas.²¹ Desta maneira, têm o mesmo preço de reserva, acima do qual continuam buscando.²² Abaixo de um determinado patamar inflacionário – que depende do

custo de busca dos consumidores – a dispersão de preços é tão pequena que torna a busca desestimulante, o que se manifesta num preço de reserva muito alto. Neste caso, o preço de pico das firmas estará limitado pelo nível de satisfação obtido no consumo do bem, caso em que todo o excedente do consumidor é extraído. Nestes níveis de inflação, a firma tem plena liberdade para fixar seu domínio (S, s) ótimo, tal e qual no caso do monopolista. Aumentos da inflação provocam maior alargamento da banda – *vis-à-vis* a situação em que fica restrita pela busca – e maior dispersão de preços relativos dentro do mercado. Neste modelo, a derivada da dispersão em relação à inflação é tão maior quanto mais baixos os níveis de inflação.

À medida que a inflação sobe e a dispersão de preços aumenta, a busca torna-se mais estimulante. Contudo, o consumidor só buscará quando a inflação chegar a um nível tal que o ganho potencial de busca proporcionado pela dispersão de preços seja superior ao custo da busca, ao observar-se algum preço. Em outras palavras, passa a buscar quando o seu preço de reserva for inferior ao preço no qual todo o excedente do consumidor é extraído.

Como as preferências e o custo de busca são os mesmos para todos os consumidores, o preço de pico da firma não pode ser superior ao preço de reserva do consumidor. Acima deste, a firma nada vende. A busca é apenas uma ameaça crível para as firmas, mas que não se efetiva, em face do comportamento defensivo dos vendedores. Logo, o consumidor compra na primeira visita e não existe custo social de busca.

O aumento da inflação faz com que as firmas elevem a dispersão entre pico e vale, conforme visto na Seção 1.2. Contudo, o único meio que elas possuem de fazer isto é através da redução de s , em face das restrições à subida de S , impostas pela busca. Com o aumento da variância da distribuição de preços entre as firmas, reforçada pela queda de preço médio, os consumidores tornam-se ainda mais ativos e, em equilíbrio, o preço de reserva cai e as firmas são obrigadas a reduzir o preço real de pico. Aumentos da inflação passam a gerar aumentos da dispersão cada vez menores, o que tem como contrapartida a elevação do *custo de menu* pago (reajustes tornam-se cada vez mais frequentes). O equilíbrio tem que se dar com a saída de firmas do mercado e a conseqüente redução do custo unitário.

O modelo conclui que a inflação é claramente benéfica para o consumidor, pois o preço médio cai quando a inflação é mais alta, aumentando o excedente do consumidor. As firmas, por sua vez, são obrigadas a produzir com preço real menor em relação ao ótimo sem fricção – resultado que já era dedutível a partir do comportamento do monopolista em Sheshinski e Weiss (1977) –, com a agravante de estarem restritas pela busca mais agressiva dos compradores. Os efeitos sobre o *mark-up*, no entanto, não são estudados neste modelo, pois a hipótese adicional de livre entrada faz com que, em equilíbrio, o lucro das firmas se torne nulo, seja qual for a taxa de inflação. Assim, o aumento da inflação gera saída de firmas e – como cada uma delas passa a vender para um número maior de consumidores – queda do custo médio total (devido à componente fixa do custo), o que viabiliza a queda do preço médio já mencionada. Com a hipótese de livre entrada, todo o efeito sobre o bem-estar resume-se à análise do excedente do consumidor.

Benabou (1991) introduz heterogeneidade no custo de busca dos consumidores. Assim, passa a haver um custo social de busca que aumenta com a inflação, seja porque o aumento da dispersão torna um maior número de agentes propensos a buscar (o custo de busca que possibilita a busca sobe), seja porque aqueles compradores que já buscavam a taxa de inflação baixa ficam mais insistentes. Diante disto, o resultado final sobre o bem-estar é ambíguo, podendo ser positivo ou negativo, o que dependerá de hipóteses sobre a distribuição dos custos de busca e da estrutura de preferências dos consumidores.

1.4.2 – Inflação e o papel informacional do sistema de preços

A hipótese de que a inflação é perfeitamente prevista, em modelos de busca instantânea à la Benabou (1988), permite ao consumidor o pleno conhecimento da distribuição de preços entre as firmas no mercado. A observação de um novo preço não fornece qualquer informação adicional ao comprador a respeito da estrutura de preços relativos do mercado. Contudo, reside neste ponto, ou seja, nos efeitos da inflação sobre o poder informacional do preço observado, o aspecto mais interessante da questão.

Numa economia com inflação crescente e instável,²³ a divulgação da alta do índice de preços com defasagem de um mês não é suficiente para que os atores econômicos conheçam a inflação corrente ao realizarem suas transações.²⁴ Isto posto, a distribuição de preços relativos não pode ser de conhecimento pleno do consumidor, já que a regra (S,s) das firmas não é dedutível.²⁵

1.4.3 – Busca instantânea e inflação desconhecida

Os modelos de Benabou (1988 e 1991) são apropriados para o estudo do efeito de aumentos na tendência inflacionária sobre a busca instantânea. Contudo, o ruído inflacionário (parte imprevista da inflação) tem um papel particular, pois, mesmo que a média seja constante, o aumento da variância faz com que o consumidor fique mais confuso sobre o *suporte* da distribuição de preços relativos presente. Assim, uma busca que ele realize tem também a função de coletar mais informações sobre a distribuição de preços relativos, de forma a superar a maior ignorância *ex ante*, com maior sabedoria *ex post*.²⁶

O aumento da variância inflacionária piora o sinal, dado pelo preço observado, sobre a verdadeira estrutura de preços relativos em um determinado instante. Se ele encontra um preço alto, este pode ser causado pela posição relativa da firma – que teria acabado de reajustar – ou pode ser consequência de uma inflação muito acima do esperado – o que é mais provável, se a variância cresce.

Benabou e Gertner (1993) estudam os efeitos da variância inflacionária sobre o bem-estar social, num modelo onde não há *custo de menu* e os custos

diretos de produção são estocásticos, tendo um componente idiossincrático e uma parte comum a todas as firmas do mercado. Desta maneira, um preço alto pode significar a ocorrência de um choque idiossincrático – o custo relativo daquela firma pode ter subido – ou um choque agregado – em virtude da inflação, que atinge todos por igual. Supõe-se um duopólio, onde cada firma só conhece seu próprio custo e fixa um preço ótimo, dado o comportamento de busca dos consumidores e a estratégia dos rivais.

O consumidor, com base na informação do próprio preço, estima a distribuição condicionada de preços da outra firma, decidindo-se entre buscar ou não com base nesta. Aqui reside a grande diferença entre Benabou e Gertner (1993) e Lucas (1973), pois no primeiro caso a informação é endógena, podendo ser a ignorância *ex ante* transposta via busca, ao passo que em Lucas (1973) o problema da extração de sinal do agente – a firma que não distingue entre mudanças da demanda geradas por choques agregados ou idiossincráticos, e assim não sabe se o aumento de seu preço nominal leva a mudança do preço relativo – só poderá ser transposto no próximo período, quando a inflação for divulgada.²⁷

Benabou e Gertner (1993) supõem custo de busca finito (não há heterogeneidade entre os consumidores) como forma de transpor a perda de eficiência, *a priori*, decorrente da informação imperfeita²⁸ detida pelo consumidor, a respeito da verdadeira taxa de inflação. As firmas, por sua vez, supostamente conhecem a inflação, embora ignorem o preço das concorrentes.

Se o consumidor verifica um preço mais alto, no primeiro *round* de busca, ocorrem dois efeitos em sentido contrário. Por um lado, como nos modelos de busca sequencial com distribuição conhecida, aumenta o ganho marginal de busca, pois, *caeteris paribus*, aumenta a probabilidade de encontrar um preço p_2 da segunda firma menor do que o preço p_1 . O outro é característico de busca adaptativa. Se p_1 sobe, a distribuição condicional de p_2 desloca-se para a direita e, intuitivamente, ele esperará encontrar um preço p_2 maior do que encontraria se p_1 fosse mais baixo. Isto ocorre porque os custos das firmas e, conseqüentemente, os preços são correlacionados.²⁹ Por este motivo, o ganho de busca cai.

Podemos identificar dois importantes efeitos causados pelo aumento da variância inflacionária. O primeiro deles é o chamado *efeito correlação*. Um aumento da variância inflacionária aumenta a correlação entre os custos das firmas. Conseqüentemente, os preços também ficarão mais correlacionados, o que faz com que o consumidor bayesiano coloque mais peso na informação fornecida pela primeira firma ao estimar a distribuição de probabilidades da segunda. Se o primeiro preço for superior à média da distribuição incondicional, o efeito será uma subida do preço de reserva do consumidor. Neste caso, se antes do aumento da variância inflacionária ele fosse indiferente entre comprar e buscar na primeira visita, agora ele comprará o bem ao preço p_1 , pois acha que p_2 é mais alto, o que reduz o seu ganho de busca e faz subir seu preço de reserva. Caso o seu custo de busca fosse baixo o suficiente para fazê-lo indiferente entre buscar ou não diante da observação de um preço menor do que a média incondicional, o aumento da correlação dos custos o faria inferir que p_2 fosse

baixo, *vis-à-vis* a situação anterior, e o ganho esperado de busca aumentaria, baixando seu preço de reserva. Desta forma, o *efeito correlação* tem resultado ambíguo sobre a intensidade de busca do consumidor.

O efeito anterior isola o movimento para a direita (esquerda) da distribuição condicionada de preços da segunda firma, dado que o preço observado está acima (abaixo) da média incondicional, diante de um aumento da incerteza inflacionária. Entretanto, o aumento da variância da inflação gera também o *efeito variância*, isto é, aumenta a variância da distribuição condicional de preços da outra firma, *caeteris paribus*. Fazendo um *mean preserving spread* da distribuição condicional e lembrando que o consumidor só está interessado em preços abaixo daquele verificado na primeira visita,³⁰ o ganho esperado de busca cresce e, inequivocamente, o preço de reserva cai.

Os efeitos sobre a bem-estar social dependem da estrutura de busca do consumidor. No caso em que o custo de busca for suficientemente alto, de tal forma que o preço que deixa o consumidor indiferente entre buscar e comprar seja superior à média incondicional, o efeito correlação é forte e desfavorece a busca, aumentando o poder de mercado das firmas. Caso contrário, repete-se a estranha conclusão de que inflação e bem-estar são positivamente correlacionados.

Atentando apenas para o mecanismo pelo qual a inflação afeta o comportamento dos agentes, Benabou e Gertner (1993) destacam o problema da extração de sinal, surgido do desconhecimento de parte da inflação, como gerador de todo o efeito da inflação sobre o bem-estar social.

Neste modelo, a inflação perfeitamente percebida tem caráter neutro, ou seja, um aumento do preço de uma firma provocado exclusivamente pela inflação não fará o cliente buscar, se ele perceber ter sido o aumento de preço explicado pela inflação. O que gera a busca é a desconfiança de que parte daquele aumento de preços teve causa idiossincrática.³¹

Desta feita, a não neutralidade distributiva da inflação encontra-se aqui enfatizada no seu componente imprevisível (resíduo estocástico), que interfere na recepção pelo consumidor do sinal emitido pelo sistema de preços.

1.4.4 – Busca intertemporal

Até agora estudamos os efeitos da inflação sobre a distribuição de preços relativos entre as firmas. Contudo, outra faceta importante é a variabilidade de preços relativos de cada firma ao longo do tempo. O grau em que tal decorrência das regras de reajuste do tipo (S,s) interfere no comportamento do consumidor só pode ser captado por modelos que se baseiam em horizontes de busca mais extensos, isto é, em uma economia cujo ganho de busca se estenda pelo número de períodos (instantes, no caso contínuo) no qual aquele preço observado permaneça compensador.

Mercados de bens de consumo não-duráveis, onde as compras são feitas freqüentemente, sujeitam-se a este tipo de comportamento de busca. Se o consumidor encontra uma firma barateira, existe uma probabilidade de que esta continue com um preço relativo baixo dentro de um intervalo de tempo onde muitas compras podem ser feitas. Caso ele aproveite para estabelecer laços de clientela, isto pouparia o custo de busca futuro.

Com efeito, na presença de custo de busca positivo, o comprador procura uma loja com a qual possa estabelecer uma relação de longo prazo (isto é, cuja duração ultrapasse uma compra simples). Em tal ambiente, o desconhecimento sobre a posição relativa da firma assume aspecto crucial na tomada de decisão de compra e, conseqüentemente, sobre a intensidade da busca. A inflação, sob este prisma, gera variabilidade de preços relativos ao longo do tempo que, por um lado, reduz o ganho de busca para um dado preço observado na medida em que encurta sua duração – como sublinhado por Tommasi (1991) – e, por outro, aumenta as incertezas sobre o preço médio (ao longo do tempo) de uma loja, calculado a partir de uma cotação observada no presente – como visto por Ball e Romer (1992).

Ball e Romer (1992) analisam um mercado onde as firmas reajustam preço com base em regras (S,s) e os custos de produção são diferentes entre elas. O consumidor não busca entre firmas e, portanto, ao observar o preço da loja, decide entre comprar ou sair do mercado, isto é, não consumir o bem.

O modelo supõe consumidores cujo horizonte de cálculo inclui vários períodos, nos quais eles procuram estabelecer relações de clientela com as lojas.³² Portanto, cada comprador procura inferir o preço médio de sua loja, a partir do preço observado. Quanto maior a diferença entre pico e média, pior o sinal captado a partir da observação e menor a informatividade dos preços.

Como as firmas têm custos distintos, ao fazer o *matching* com uma loja ele não sabe se o preço observado está baixo (alto) porque ela está numa posição de vale (pico), apesar de possuir custo alto (baixo), ou se de fato ela tem custo baixo (alto) e o preço está no pico (vale).

O aumento da inflação, na medida em que eleva a dispersão (S,s) e reduz a informatividade dos preços, prejudica o consumidor por duas vias. Em primeiro lugar, na medida em que ele sabe que a maior parte da variação de preços é explicada pela inflação, e não por choques idiossincráticos, o preço passa a ter menor influência na decisão de compra. Em outras palavras, como a variância em torno da média é muito grande, a eficiência do preço como estimador da média se reduz.

Como a demanda depende da estimativa que os consumidores têm do preço médio, se a firma aumentar sua cotação quando não há inflação os consumidores verão tal ato como uma tentativa das firmas de subir o seu preço relativo médio (que é igual ao preço corrente, num ambiente sem inflação) e reagirão consumindo menos daquele bem. Com inflação positiva, os consumidores terão menos peso à mudança no preço nominal na estimação das mudanças do preço médio. Assim, se a firma aumenta seu preço, os consumidores apenas parcialmente

atribuirão tal subida a uma tentativa da firma de melhorar sua posição relativa, e assim a demanda não cairá tanto quanto no caso sem inflação. Conseqüentemente, a curva de demanda das firmas fica mais inelástica, tornando o *mark-up* mais alto em equilíbrio.

Por outro lado, a piora do sinal fornecido pelo preço leva os consumidores a decisões subótimas, em alguns casos, fazendo-os comprar quando sair do mercado lhes renderia um maior *pay-off*, e vice-versa. Suponhamos que ele observe um preço de vale. Então, ele subestima a média, e isto faz com que possa entrar numa relação de clientela que lhe dará utilidade líquida negativa, quando o que esperava era um ganho líquido.³³

No modelo de Ball e Romer (1992), a variabilidade de preços relativos é obtida a partir da hipótese de *custo de menu* das firmas. Neste caso, a excessiva flutuação do preço da firma em torno da média desconhecida confunde a mente do consumidor e proporciona a perda do seu poder de barganha. A inflação, perfeitamente conhecida, deturpa a informação recebida tanto mais quanto mais avançado seu estágio. Entretanto, todo elemento de incerteza advém da hipótese de heterogeneidade entre as firmas.

Em Tommasi (1991), o custo da firma segue um processo completamente aleatório ao longo do tempo. Assim, o consumidor não se preocupa em captar sinais a respeito de uma posição relativa média da firma, que reflita seus verdadeiros custos – como em Ball e Romer. A verdadeira posição relativa é conhecida no instante em que é observada, mas muda de forma aleatória ao longo do tempo.

Tommasi supõe que a forma como os custos se comportam pode ser satisfatoriamente descrita por um processo auto-regressivo de ordem 1 {AR (1)}, o que não é refutado por seus estudos empíricos para a inflação argentina. A despreocupação com uma formulação teórica para tal comportamento da oferta, o que torna seu modelo incompleto, e a suposição de uma lógica de formação de preços distante do que seria compatível com a hipótese de *custo de menu* – que deveriam gerar flutuações em torno de uma média, tal qual no modelo de Ball e Romer – nos fazem crer que o autor descredencia o *custo de menu* como relevante para explicar regras de preços em inflações muito altas.

A idéia por trás disto seria a de que a firma investe em tecnologias redutoras de custo, na medida em que a inflação esperada aumenta. Poderíamos crer que, no Brasil, a persistência de altas taxas inflacionárias por uma década tenha gerado tecnologias de reajuste de preços mais eficientes, mas não ao ponto de podermos ignorar a importância do *custo de menu*. O caso da hiperinflação argentina, estudado em Tommasi (1993), onde a freqüência de reajustes era semanal – nos mercados onde não ocorreu a dolarização da unidade de conta –, age em favor de Tommasi (1991). Entretanto, neste caso, os investimentos em tecnologias redutoras de custo provavelmente constituem-se na única saída das firmas para se protegerem dos erros de estimativa da inflação – que numa hiperinflação são corriqueiros e catastróficos, em face da enorme variância inflacionária. Isto faria com que, se uma loja superestima a inflação média do setor, ela perde demanda, o que faz com que na semana seguinte reajuste seus preços abaixo das outras.

Este comportamento de permanente autocorreção dos erros de estimativa compatibiliza-se com uma variabilidade maior de preços relativos quando a variância inflacionária é alta.³⁴

Com base nos seus custos e na estratégia de busca dos consumidores, a cada instante as firmas escolhem um preço ótimo. Diante disto, a cotação individual de cada uma delas é uma variável aleatória.

Pelo lado da demanda, o consumidor que compra a cada período conhece a distribuição de preços relativos – derivada endogenamente para cada taxa de inflação – e a posição relativa ocupada correntemente pela firma. Contudo, a única coisa que sabe sobre o futuro é que o preço relativo da loja tem uma probabilidade fixa – dada pelo coeficiente de autocorrelação da equação AR(1) – de manter-se constante de um período para outro. Esta informação permite-lhe estimar o seu fluxo de ganhos futuros ao buscar e encontrar, por exemplo, uma loja barateira. Como ele consome um bem não-durável, o consumidor está interessado também na probabilidade da loja permanecer com um *bom* preço no futuro.

O consumidor sabe que, quanto mais alta a inflação, menor a probabilidade do preço relativo da loja manter-se inalterado de um período para outro. Ressaltamos que este *conhecimento* do consumidor é baseado puramente em observação de fatos (estudos econômicos) e não contém qualquer teoria que explique por que a inflação, *per se*, influencia tal coeficiente de autocorrelação, a não ser que acreditemos que inflações mais altas tragam consigo maior variância inflacionária e, assim, maiores erros de estimativa por parte da firma. Porém, o modelo de Tommasi (1991) supõe previsão perfeita, não admitindo, dessa forma, erros de estimativas da inflação.

Feitas tais ressalvas, a estrutura do modelo permite-nos captar um fato interessante: a alta inflação induz a formação de relações de clientela pouco duradouras, gerando maior leniência do consumidor, que passa a dar menor importância à observação de preços altos, por perceber que a vantagem de encontrar uma loja barateira, por ser efêmera, não compensa o custo de buscá-la. Este fato manifesta-se, no modelo, pela subida do preço de reserva, quando a inflação aumenta. Este é o ônus pago pelo consumidor por sua maior ignorância, em equilíbrio, sobre o futuro.

Os custos sociais da inflação são facilmente dedutíveis. O aumento dos preços de reserva de todos os consumidores³⁵ torna possível a colocação, no mercado, de bens produzidos por firmas menos eficientes – com custo de produção mais alto. Por outro lado, o *mark-up* médio do mercado aumenta, em face da menor sensibilidade dos consumidores ao preço observado. Em outras palavras, as firmas encaram uma curva de demanda mais inelástica ao preço.³⁶ Por conseguinte, o excedente do consumidor cai.

Em relação ao custo social de busca, o efeito da inflação é ambíguo. Com a subida do preço de reserva, cada consumidor busca menos a cada período. Entretanto, como as posições relativas das lojas ficam mais voláteis com taxas de inflação mais altas, os clientes, em número cada vez maior, ficam desapontados

a cada período (porque, quando chegam na loja onde costumam comprar, encontram preços inteiramente diferentes daqueles que os levaram a fazer relação de clientela), sendo, portanto, forçados a buscar. Desta feita, tal modelagem não fere a intuição de que a inflação aumenta o custo social de busca, embora não a confirme.

Os efeitos sobre a dispersão de preços relativos em *steady state*, isto é, a distribuição entre firmas a cada instante, depende do domínio de taxas de inflação ao qual nos referimos. Para taxas mais baixas, a dispersão aumenta com a inflação, posto que o preço da firma mais cara aumenta as taxas mais altas do que aquele da firma mais barateira. A partir de um certo ponto, ambos aumentam na mesma proporção e a dispersão torna-se constante.³⁷

1.5 – Conclusão

As análises feitas aqui partem sempre da idéia de não-neutralidade da inflação, a qual afeta a estrutura de preços relativos como resultado de mudança do equilíbrio de forças entre consumidores e firmas. A forma e o sentido em que esta influência se exerce sobre o comportamento dos agentes econômicos foram o objeto do capítulo.

Podemos acreditar que todos os mecanismos de transmissão expostos interagem numa economia com alta inflação. Os efeitos da tendência inflacionária podem ser subdivididos em dois: o alargamento da dispersão de preços relativos entre as firmas, que torna a estratégia de busca mais agressiva, na medida em que o consumidor faz um corte da distribuição, atentando apenas para a seção inferior do suporte; e o aumento da variabilidade da cotação real de cada firma ao longo do tempo, que deturpa a percepção adquirida pelo consumidor sobre a posição relativa média das lojas, seja no que tange ao custo real médio da firma ou em relação ao tempo de permanência de um preço vantajoso.³⁸

A variância da inflação, em torno da esperança estatística, introduz imperfeição na informação captada pelo comprador a respeito da verdadeira estrutura de preços relativos entre os vendedores do mercado. Todos estes elementos parecem estar presentes na economia e influir no resultado líquido sobre o *bem-estar*.

Alguns pontos devem ser ressaltados. O patamar inflacionário é importante na conclusão sobre qual parcela da alta de preços é preponderante nas reações, tanto do lado da oferta quanto da demanda. Em hiperinflações, os efeitos da incerteza são cruciais e, assim, qualquer análise deve ter em conta a variância inflacionária ao se teorizar sobre regras ótimas de reajustes e de busca. No caso de inflações chamadas *crônicas*, com forte conteúdo inercial, os erros na estimativa tornam-se menos cruciais, e o papel da tendência na definição das estratégias ótimas é ressaltado.³⁹

A característica do bem influencia no tipo de busca e, conseqüentemente, na regra de preços adotada pela firma. Vimos o caso de bens estocáveis, por

exemplo, onde o consumidor comprava a todo instante, mas a quantidade variava conforme as especulações em torno da regra (S,s) adotada pelo produtor. No caso dos bens duráveis, a busca no tempo tem efeitos interessantes, ainda não modelados, o que pode ser objeto de trabalho futuro nosso.

Dentro da linha predominante neste capítulo, seria mais adequado o estudo do mercado de bens não-duráveis, pois este capta os efeitos da inflação sobre os dois tipos de busca – instantânea e intertemporal – na medida em que o consumidor, ao mesmo tempo em que procura por baixos preços, atenta para possíveis relações de clientela. Desta feita, a comparação existente entre inflação-dispersão e inflação-variabilidade dará uma idéia de qual padrão comportamental predomina, ou seja, respectivamente, busca instantânea ou busca intertemporal.

Uma linha alternativa de estudo empírico tentaria relacionar margem de lucro e inflação, como feito por Benabou (1991) para a inflação norte-americana. No caso de correlação positiva, concluiríamos a favor dos modelos que ressaltam a confusão de preços relativos do consumidor em face de horizontes de tempo longos. Caso contrário, os resultados apoiariam a busca instantânea como predominante.

Em relação à teoria apresentada, vimos que os resultados encontrados podem ser divididos conforme o padrão de busca suposto ou, mais genericamente falando, conforme o horizonte de tempo e a frequência de comprar do consumidor. Entretanto, os modelos que trabalham com horizontes longos de tempo pecam ora por tratar com hipóteses *ad hoc* no lado da firma [Tommasi (1991)], ora por fazê-lo com a demanda [Ball e Romer (1992)]. A ausência de um modelo fechado, que use *menu cost* (ou outra regra ótima qualquer) e busca intertemporal, impõe-se como um intrigante desafio.

Cabe ressaltar que a persistência de altas taxas inflacionárias, ou a existência de alta variabilidade da mesma, acaba induzindo firmas a investir em tecnologias que reduzam o custo de reajuste de preços, como já foi mencionado. Até que ponto este fato reduz a importância teórica desta fricção encarada pela firma é uma pergunta ainda sem resposta. Entretanto, a mera variação de intervalos não triviais de tempo durante os quais a firma não muda o preço não ajuda a respondê-la, o que só ocorreria se mostrássemos que os custos das firmas aumentam continuamente. Isto, contudo, é questionável.

Qualquer firma do setor de varejo trabalha com um nível ótimo de estoques de mercadorias. Se considerarmos que, simplesmente, o custo da loja está ligado ao custo de reposição e que nenhuma loja repõe estoques marginalmente – seja por motivos de economias de escala ou por simples questão institucional –, concluiremos que o custo nominal da firma sobe descontinuamente, e assim o seu preço ótimo também segue trajetória de saltos. Por conseguinte, a regra de preços ótima visa criar um fluxo de receitas, ao longo do tempo, que evite a descapitalização da firma (que ocorre se ela subestima os custos futuros), mas sem superestimar a demanda (caso em que haveria acúmulo indesejado de estoques, cujo custo de oportunidade é função crescente de taxa de juros). A

dinâmica da inflação brasileira, ao menos no curto prazo, parece apontar para a importância da gestão dos estoques para a sua completa compreensão.

Esta consideração de conteúdo provocativo indica que o caminho em direção a um arcabouço microeconômico deve superar as dificuldades teóricas, sem levar, contudo, à construção de modelos muito afastados do mundo real.

2. Inflação e dispersão de preços relativos: uma abordagem empírica

2.1 – Introdução

A finalidade deste capítulo é desenvolver testes econométricos que possibilitem captar os efeitos da inflação sobre a dispersão de preços relativos intrafirmas na economia brasileira ao longo da década de 80. A sua motivação reside não só na inexistência de trabalhos empíricos nesta linha para a economia brasileira, mas também na necessidade de se usarem técnicas mais avançadas para testar variáveis não-estacionárias, como são os casos da inflação e da dispersão de preços relativos. Do ponto de vista da ponte entre teoria e prática, este trabalho representa uma crítica aos trabalhos anteriormente feitos sobre o assunto, nem tanto no que tange às estatísticas utilizadas, mas no hiperdimensionamento do significado dos resultados obtidos para o reforço ou rejeição das teorias vigentes. De um modo puramente prático, o trabalho descreve as dificuldades para se obter uma amostragem de firmas selecionadas por métodos mais rigorosos, em face do restrito acesso à base de dados do IBGE.

Após esta introdução, segue-se uma resenha dos artigos mais importantes, na Seção 2.2, descrevendo as técnicas econométricas utilizadas para testar diferentes teorias. A grande dificuldade de se testar modelos de equilíbrio parcial, como aqueles expostos no capítulo anterior, é que qualquer resultado encontrado pode ser compatível com a teoria. Num modelo de *menu cost* com *searchers*, o aumento do patamar de *steady-state* inflacionário pode levar a dispersão de preços a aumentar significativamente, em equilíbrio, se o custo de busca é muito alto, mas também pode ter um efeito desprezível, caso contrário. Por outro lado, se o autor propõe-se a testar apenas a presença de *menu cost* na tomada de decisão das empresas, enfrenta-se o problema de que a dispersão encontrada é resultado da interação de forças de oferta e demanda, não se podendo, através do estudo empírico, isolar um de outro, ou seja, sempre se poderá atribuir a presença de um coeficiente não-significativo num mercado específico à busca

mais intensa por parte dos consumidores. Também o uso de um coeficiente de dispersão do mercado não pode ser usado para tirar conclusões sobre o comportamento individual, a não ser que se assumam hipóteses comportamentais bastante restritas. Com efeito, é verdade que, se cada firma individualmente aumenta seu *range* (S, s), o *range* do mercado também aumentará.⁴⁰

Entretanto, a volta não é sempre verdadeira. Com efeito, os limites (S, s) de cada firma podem permanecer inalterados, mas pode haver divergências entre elas quanto à verdadeira inflação do setor. Em síntese, problemas de informação podem ser os causadores da dispersão agregada. *Para eliminar esta dificuldade, um teste mais eficaz deve levar em conta, separadamente, os efeitos da incerteza inflacionária e aqueles resultantes do aumento da inflação esperada, o que é feito neste trabalho.*

Um aspecto importante diz respeito à categoria dos produtos amostrados. A escolha de bens de consumo não-duráveis nos permite especular – apenas especular – acerca dos efeitos da inflação sobre o *mark-up* das firmas. Com efeito, nestes mercados é razoável supor a convivência de dois tipos de orientação da busca dos consumidores, quais sejam, a preocupação em se aproveitar da maior dispersão de preços para encontrar preços reais mais baixos e a necessidade de formar relações de fidelidade com o vendedor, a fim de reduzir o custo de busca ao longo do tempo. *Se a incerteza inflacionária é responsável pela maior parcela do aumento da dispersão, a volatilidade de preços relativos, na linha enfatizada por Tommasi e Hoomissen no primeiro capítulo, deve afetar as relações de clientela, reduzindo os pay-offs de longo prazo da busca, com efeitos negativos sobre o poder de barganha dos consumidores. Caso a parte previsível da inflação seja responsável pela maior parcela do aumento da dispersão de preços relativos, o papel central do menu cost é ressaltado, podendo o consumidor tirar proveito do aumento da dispersão de preços relativos, tal como em Benabou (1988), ou enfrentar problemas de extração de sinal ao tentar estabelecer relações de longo prazo com algum estabelecimento, tal qual a linha enfatizada por Ball e Romer (1992).*

Após a resenha empírica faz-se, na Seção 2.3, uma exposição da metodologia adotada na seleção dos dados e na escolha dos testes econométricos apropriados. A presença de cadeias de lojas, a coleta em semanas distintas do mês, a inconstância das firmas na amostra, entre outros, são problemas expostos na Seção 2.3.1. O fato de que bens de consumo não-duráveis, na medida em que compõem a cesta básica, estão sujeitos a tabelamentos mais freqüentes é outro problema que teve que ser transposto via exclusão dos períodos mais críticos, o que impossibilitou a análise do período correspondente à segunda metade da década de 80 – em face da freqüência de congelamento de preços.

A grande maioria dos pontos-de-venda do setor varejista amostrados no estudo compõe-se de supermercados, que têm regras de reajuste de preços muito peculiares. A transposição da hipótese básica da teoria de *menu cost*, ou seja, a de que os custos sobem continuamente, não é imediata no caso deste tipo de estabelecimento. Estas especificidades são comentadas na Subseção 2.3.2.

Após tais considerações, entramos na parte econométrica propriamente dita. Em vista do fato de que tanto a inflação quanto a dispersão são variáveis não-estacionárias, ou seja, suas respectivas distribuições de probabilidade possuem parâmetros que dependem da amostra escolhida (no caso, do período estudado), a estimação pelo método de mínimos quadrados não tem significado estatístico. Existem duas saídas em tal situação. Caso a razão para a não-estacionariedade seja a presença de tendência determinística, bastará isolar os efeitos desta através da explicitação de uma variável de tendência na regressão. No caso em estudo, porém, tanto a dispersão de preços relativos quanto a inflação apresentam tendência estocástica, de tal forma que uma parcela do resíduo passa a influir no comportamento futuro da variável, ou seja, é incorporada à tendência. Neste caso, a saída encontrada consiste em localizar uma eventual tendência comum entre as variáveis – a (s) constante (s) de co-integração – decompondo a regressão numa parcela que explique a relação de curto prazo e outra de longo prazo entre inflação e dispersão. *Esta última representa os efeitos da inflação sobre a dispersão em steady-state, descritas pelas teorias estudadas no capítulo anterior. Este e outros pontos importantes são discutidos na Subseção 2.3.3.*

Na Seção 2.4, os resultados dos estudos são apresentados. *De maneira geral, eles dão respaldo à teoria de menu cost.* Tal fato pode ser visto de formas distintas: por um lado, o exame da periodicidade média dos reajustes em períodos distinguidos pelo patamar inflacionário médio mostra que num degrau mais alto da espiral inflacionária há um encurtamento dos prazos de mudança de preços, mas que ocorre concomitantemente à aceitação pela firma de maior defasagem real de seu preço no momento imediatamente anterior ao reajuste (este tipo de resultado é visto na Subseção 2.4.1); e, por outro, *os testes econométricos (cujos resultados são expostos na Subseção 2.4.2) apontam para a existência, em boa parte dos dados, de relações de longo prazo entre inflação esperada e dispersão de preços relativos, ao passo que não se pode tirar a mesma conclusão a partir da análise das relações entre dispersão e incerteza inflacionária.*

2.2 – Sobre a literatura empírica

A literatura empírica sobre inflação desenvolveu-se com o intuito de responder à seguinte questão teórica: a inflação é neutra ou esconde por traz de si grandes efeitos distributivos, com alteração da estrutura de preços relativos? Houve então, a partir de meados da década de 70, uma avalanche de estudos empíricos que apontavam que a inflação afetava positivamente a dispersão de preços relativos entre os mercados de diferentes produtos. Explicações as mais diversas foram dadas para tal fenômeno, mas predominava a idéia de que a incerteza inflacionária e, portanto, o desconhecimento da inflação verdadeira seriam os fatores preponderantes.

A incerteza inflacionária pode gerar dispersão conforme a linha seguida pelos modelos de extração de sinal, à la Lucas (1973). O artigo original modela uma firma *price-taker* que observa um-aumento de demanda em seu mercado –

que gera uma elevação de seu preço –, mas não sabe se tal demanda adicional é particular ao seu produto ou comum a todos os mercados. De outra forma, não sabe identificar se o aumento de seu preço nominal implicou um aumento de seu preço relativo ou não. A elasticidade-preço de oferta será tão maior quanto mais alta a variância dos choques idiossincráticos *vis-à-vis* choques agregados. Este raciocínio pode ser transposto para a análise da relação entre variância inflacionária e variância dos preços relativos, conforme Hercowitz (1981). Se a variância inflacionária cresce, os *suppliers* ficam menos sensíveis a aumentos dos seus verdadeiros preços relativos, pois passam a atribuir às variações de seus preços nominais maior probabilidade de serem comuns a todos os mercados. Em outras palavras, as curvas de oferta dos mercados ficam menos elásticas e os preços relativos flutuam mais (entre os mercados) para uma dada distribuição de probabilidade de choques específicos. Com isto, um mesmo choque idiossincrático positivo de demanda gera maior elevação do preço relativo, *vis-à-vis* a situação com inflação menos incerta. Da mesma forma, um mesmo choque negativo leva a uma queda maior do preço relativo. Como efeito, a dispersão de preços crescerá.

A motivação dos primeiros estudos econométricos que testavam os efeitos da inflação não antecipada sobre a dispersão de preços relativos era verificar a validade de tais modelos novos clássicos. São exemplos os *papers* de Parks (1978), Fischer (1981) e Blejer e Leiderman (1981), que têm em comum o estudo da variação *cross-sectional* dos preços em diferentes mercados em relação à inflação (a mudança dos preços da economia como um todo), o que tem todo o sentido em face da linha de modelos testados.

Ao longo da década de 80, o foco da discussão teórica passou a ser sobre os efeitos da inflação dentro de um mercado específico. A evolução da discussão no nível teórico levou, então, à necessidade de se aumentar o nível de desagregação do índice de preços, de um ponto de vista entre mercados, para uma ótica intramercado, ou seja, dentro do mercado. Podem ser destacados dois fatores fundamentais que levaram a esta trajetória da pesquisa empírica. O primeiro, e mais importante, é o desenvolvimento de uma explicação alternativa de que a não-neutralidade da inflação poderia ser devida à existência de fricções no nível da firma, que tornava ineficiente, sob a ótica de maximização intertemporal de lucros, o reajuste contínuo de preços. Este fato, associado a outro de que o *staggering* dos reajustes de preços entre as firmas é um equilíbrio estável, era capaz de gerar dispersões de preços dentro do mercado de um único produto, mesmo quando não houvesse diferenças entre os participantes, ou seja, mesmo onde não houvesse choques idiossincráticos que justificassem um argumento na linha de Lucas (1973) para a interferência da inflação dentro da estrutura de preços relativos. *Sob esta ótica, mesmo uma inflação perfeitamente prevista geraria efeitos reais dentro do mercado*, que de outro modo não poderiam ser explicados.

O outro fator é que a orientação da discussão teórica no sentido dos efeitos sobre o bem-estar gerados pela inflação, na linha exposta no primeiro capítulo, não poderia deixar de levar em conta a influência sobre a busca do consumidor e o tempo gasto nela como um custo social da inflação. As consequências da inflação sob este último aspecto são melhor captadas indiretamente pela sensibi-

lidade da dispersão intramercado ao patamar inflacionário, do que tomando-se a dispersão intermercado. Como destacado por Fischer (1981), "if excessive search is believed to be the mechanism through which monetary disturbances produce mis-allocations of resources, it would be desirable to collect time-series of the dispersion of prices of the same good".

A metodologia de isolar os efeitos sobre a dispersão dentro de um mercado (aproximando ao máximo a homogeneidade do produto) possibilita captar diferenças de preço que podem ser atribuídas unicamente à inflação. Firms que têm o mesmo tipo de regra de preço mas com *timing* de reajuste distinto ou expectativas de inflação díspares acabam tendo preços diferentes. O interesse, e o que salta aos olhos mesmo quando fazemos compras, é que, em face de serviços idênticos apresentados pelo setor varejista (uma situação ideal, pois sempre há diferenciação, mesmo que em grau mínimo), não há convergência para um preço único no mercado, o que pode ser atribuído a dois tipos de informação imperfeita no nível do consumidor e que fazem as firmas encararem estruturas de demanda imperfeitamente elástica. Um é o desconhecimento de que firma vende mais barato, associado ao custo de se obter tal conhecimento (custo de busca). Como esta informação se deprecia entre períodos, isto garante um poder de mercado às lojas.⁴¹ O outro tipo de imperfeição provém da desinformação sobre a verdadeira inflação do mercado, o que faz com que o consumidor que observa um dado preço não tenha a noção exata do que aquilo representa em termos de posição relativa da firma.

O foco da discussão passa a ser que parcela de inflação explica mais a dispersão de preços dentro de um mesmo mercado: a parte prevista ou a imprevista? Que efeito a inflação imprevista pode ter sobre a dispersão dentro do mercado? Qual a teoria de oferta que explicaria um aumento da dispersão em decorrência de um aumento do grau de imprevisibilidade da inflação? Estas são questões cujas respostas permanecem incompletas e onde muito tem de ser desenvolvido. A análise do arcabouço de Lucas (1973) pode ser adaptada à ótica intramercado, feitas algumas ressalvas. Como visto, Lucas (1973) e seus corolários aplicam-se aos efeitos sobre a dispersão intermercados, partindo-se de hipóteses de que o preço médio do mercado específico é uma informação adquirida sem custo ou defasagem temporal. Se houvesse desconhecimento sobre o preço médio do mercado, a firma não saberia qual foi o choque específico dela, qual o do mercado e qual o comum a todos, e o mesmo raciocínio adotado para os efeitos da inflação na distribuição de preços relativos intermercado seria válido num ponto de vista dentro do mercado. Uma hipótese fundamental neste raciocínio é a de que as lojas não podem ser exatamente iguais, ou seja, tem que haver heterogeneidade entre as firmas – podem estar na localização ou nos serviços oferecidos (formas de pagamento, *marketing* etc.) – que garanta o sentido para o conceito de choque específico à firma. Este aspecto contrasta com a teoria de *menu cost* pela qual a dispersão de preços pode conviver com a ausência de diferenças entre os vendedores.

Uma óbvia desvantagem para a tese de Lucas consiste no fato de que a magnitude da heterogeneidade entre firmas num mesmo mercado não é compa-

rável à magnitude da mesma entre produtos. Diante deste problema, para explicar a influência da incerteza inflacionária sobre a dispersão de preços relativos dentro do mercado de um bem específico precisa-se recorrer a outro tipo de argumento, numa linha mais próxima ao modelo de Tommasi (1991). Com efeito, num ambiente de alta volatilidade das taxas de inflação, firmas incorrem em erros de previsão que, dependendo da magnitude, precisam ser corrigidos. As subestimativas e superestimativas da inflação feitas pela firma ao longo do tempo fazem com que seu preço relativo siga uma trajetória aleatória. Quanto mais intenso o processo de revisão de preços, maior o grau de aleatoriedade dos preços e menos as observações passadas servem de referência para inferências sobre a posição relativa corrente da firma. Em outras palavras, maior será a taxa de depreciação do estoque de informação do consumidor. Um consumidor que frequenta o mercado regularmente e procura formar relações de clientela com alguma firma a fim de poupar custo de busca e usufruir de um preço vantajoso infere um menor ganho de busca ao observar um aumento da volatilidade de preços relativos. Ele conclui, assim, que não vale a pena buscar tanto, se o ganho esperado é pequeno, e torna-se com isso mais leniente na busca. Os efeitos que se seguem já são conhecidos do leitor, posto que foram apresentados no Capítulo 1 (p. 30). O importante a ser destacado é que a análise de Tommasi pode ser combinada com uma estrutura de oferta baseada na incerteza inflacionária, eliminando assim o principal problema de seu *paper*.

Por sua vez, a presença de *menu cost* pode explicar uma correlação positiva entre inflação e dispersão, sem precisar recorrer à incerteza inflacionária e à heterogeneidade das firmas, bastando que seja acompanhada da existência de custo de busca por parte dos consumidores e equilíbrio com *staggering*. O argumento já foi exaustivamente trabalhado no Capítulo 1. Nesta linha, o aumento da expectativa inflacionária é suficiente para gerar maior dispersão. A presença de heterogeneidade das firmas reforça o efeito da inflação prevista sobre a dispersão devido a dois aspectos. Em primeiro lugar, gera respostas diferenciadas das firmas à aceleração inflacionária. Firms com menor custo de reajuste aumentarão menos o *range* (S, s), ao passo que outras onde a tecnologia de reajuste de preços não é tão desenvolvida (ou que não possuem ganhos de escala suficientes) têm uma *banda* mais sensível, o que é um fator adicional de expansão da dispersão intramercado (esta última passagem é melhor entendida com o conceito de variabilidade, analisado mais adiante). Em segundo lugar, a heterogeneidade introduz um problema de informação para o consumidor, dentro da linha de argumento de Ball e Romer (1992), exposta no Capítulo 1 (p. 29). Mesmo com inflação conhecida, este tem dificuldade de identificar se a firma observada encontra-se no pico ou no vale, e assim não consegue saber a média (sendo ele um consumidor de bens não-duráveis, frequenta o mercado periodicamente, estando por isto interessado na média). O aumento da inflação provoca aumento da confusão entre pico e vale e maior leniência na busca do consumidor, com subida do preço de reserva, aumento do *mark-up* das firmas e entrada de firmas ineficientes – cujos custos são mais altos –, com aumento da dispersão de preços relativos.

Feita tal apresentação do tema, a literatura empírica procura, no atual estágio em que se encontra, responder a duas grandes perguntas: Como a inflação afeta a dispersão de preços dentro de um mercado? A magnitude desta influência depende de que fatores estruturais intrínsecos a cada mercado? Como esta obra concentra-se particularmente na primeira indagação, é sobre ela que versa a maior parte desta seção. Na Seção 2.3, alguns pontos da segunda questão são discutidos.

Resenha empírica

Como foi dito, estudos empíricos têm sido feitos com a finalidade de testar o comportamento da dispersão de preços gerada pela inflação. Como em toda análise de equilíbrio parcial, contudo, o ideal seria testar a função comportamental das firmas em uma equação e a função comportamental dos consumidores em outra, ou seja, rodar o modelo em sua forma estrutural. Contudo, algumas variáveis envolvidas não podem ser medidas, o que impede a realização desta tarefa. Em outras palavras, tem-se um clássico problema de identificação. Portanto, o que resta aos que se aventuram nesta empreitada é rodar a regressão em sua forma reduzida e arcar com as consequências de não se identificar, por exemplo, se um alto coeficiente encontrado para a sensibilidade da dispersão à inflação é fruto de um alto *menu cost* ou de um alto custo de busca, que torna maior o poder de mercado das firmas.⁴²

Atentando para estes problemas de interpretação dos resultados dos testes econométricos, faz-se aqui uma breve resenha dos principais trabalhos empíricos relacionando inflação e dispersão de preços intramercado.

Domberger (1987), em seu estudo para o Reino Unido, foi o primeiro a caminhar no sentido da desagregação, separando a economia em atividades líderes e calculando a dispersão dos preços de substitutos próximos. Em termos formais, seja P_{ijt} o preço do bem i , na firma j e no período t . Suponha-se que existam I mercadorias e N_i lojas vendendo o bem i . Seja P_{it} o preço médio do bem i , de forma que $P_{it} = (1/N_i) * \sum_j P_{ijt}$. O índice de preços P_t pode ser derivado como uma média aritmética simples, sem diferenças significativas nos resultados. Com efeito, $P_t = (1/I) * \sum_i P_{it}$. Da mesma forma como a média, a variância dos preços individuais pode ser decomposta numa parcela específica a cada mercado e em outra entre mercados. Pelo teorema da decomposição da variância [Johnston (1984)], $\sum_i \sum_j (P_{ij} - P)^2 = \sum_i \sum_j (P_{ij} - P_i)^2 + \sum_i N_i (P_i - P)^2$, onde a primeira parcela diz respeito à dispersão referente a cada mercado e a segunda aponta a dispersão entre mercados distintos. A equação acima está em termos de níveis de preço, mas raciocínio análogo pode ser feito para mudanças de preço. Domberger conclui ter a inflação uma correlação positiva com a dispersão intramercado de preços relativos e estima, empiricamente, quanto a variância total é explicada por dispersão intramercado, verificando que cerca de 80% da dispersão de preços relativos são observados dentro do mercado (grupo) e apenas 20% são intermercado.

Hoomissen (1988) encontra coeficientes positivos relacionando inflação e dispersão de preços dentro do mercado de 13 bens de consumo distintos, cujos preços são coletados para Israel, entre 1971 e 1984. Cada loja foi visitada uma vez por semana, e os itens foram divididos conforme a frequência de compra (inversamente proporcional à durabilidade no consumo) e a renda média do mercado consumidor. A autora procura manter as mesmas lojas ao longo de todo o tempo na amostra. No entanto, alguns problemas ocorrem no seu *paper*: em primeiro lugar, o arcabouço teórico que relaciona inflação, depreciação do estoque de informação do consumidor e maior dispersão de preços relativos é ambíguo, pois nem sempre um aumento da inflação gera aumento da dispersão de preços, como mostram McMinn (1980), Carlson e McAfee (1983) e Tommasi (1991); e, em segundo, mesmo que verdadeira, a relação diz respeito à dispersão de preços em níveis (coeficiente de variação) e não à *variabilidade dos preços relativos*, ou à variância da taxa de mudança, como faz Hoomissen.

Antes de entrar em detalhes sobre as diferenças entre dispersão e variabilidade de preços relativos, cabe defini-las. A dispersão de preços relativos no mercado é a variância dos preços relativos dentro de um mesmo mercado. A variância do nível de preços é afetada pela ordem de grandeza, o que faz com que a inflação – por uma questão meramente estatística – gere maior variância dos preços nominais. Daí, há a necessidade de se dividir esta última pela inflação média do mercado. Conseqüentemente, a forma mais prática de calcular a dispersão é através do coeficiente de variação (CV) dos preços nominais, ou seja, através da razão entre o desvio padrão do nível de preços e o preço médio. Com efeito, chamando P_{ijt} o preço que a firma j cota para o produto i no tempo t , P_{it} o preço médio do produto e N_i o número de lojas vendendo o produto i , temos $P = \sum_j P_{ijt}/N_i$ e:

$$CV_{it} = \frac{1}{P} \left(\sqrt{\sum_j (P_{ijt} - P_{it})^2 / N_i} \right)$$

A variabilidade de preços relativos (VPR) é o desvio padrão da taxa de mudança dos preços individuais. Fazendo $DP_{ijt} = \ln(P_{ijt}/P_{ijt-1})$ e $DP_{it} = (1/N_i) \sum_j DP_{ijt}$, tem-se:

$$SDP_{it} = \sqrt{(1/N_i) \sum_j (DP_{ijt} - DP_{it})^2}$$

Doravante, CV refere-se à dispersão em níveis e SDP à dispersão em taxas.

A escolha entre CV e SDP deve levar em conta as distorções estatísticas que decorrem das imperfeições destes estimadores. Como visto no início desta seção, a hipótese de *menu cost* associada à existência de um custo de busca que garanta algum poder de fixação de preços para as firmas, por si, é suficiente para garantir que uma inflação perfeitamente prevista gere aumento do CV. Para tal, é crucial a existência de *staggering* entre as firmas. Com firmas homogêneas, todas as regras (S,s) aumentariam na mesma proporção, e o suporte da distribuição se alargaria.

Contudo, se a estatística utilizada for *VPR* (como na maior parte dos estudos econométricos), o descompasso entre a frequência endógena dos reajustes de preço e a periodicidade fixa da coleta pode gerar distorções e resultados paradoxais. Com efeito, sendo as firmas idênticas, elas têm que reajustar o preço com a mesma frequência (não no mesmo momento) e realizar o mesmo ajuste nominal. Sendo o *timing* de reajuste uniformemente distribuído entre elas, o número de vezes que cada uma reajusta dentro do período de coleta varia entre as firmas, para uma dada inflação prevista. Esta discrepância é a única responsável por reajustes nominais distintos dentro do período de coleta e, em última análise, por um coeficiente de variabilidade positivo.

O Gráfico 2 ilustra o caso em que os preços são coletados uma vez por mês e as firmas reajustam a cada 1,5 mês. Neste ambiente, as firmas categorizadas no grupo A reajustam seus preços nos mesmos 10% – suponhamos – daquelas dispostas no grupo B. No entanto, o que as diferencia das últimas é o fato de que os seus reajustes são observados pelo coletador, que compara os preços em dois períodos de coleta subseqüentes. As firmas do grupo B, que reajustam na segunda metade do mês anterior, possuem uma taxa de mudança de preços nula. É fácil ver que o *staggering* é o único responsável pela variabilidade positiva. Quando a inflação sobe, a periodicidade dos reajustes das firmas se encurta, e uma proporção maior delas passa a ter preços distintos em dois períodos de coleta subseqüentes. O fato de que, com o aumento da inflação, o grupo A aumente em termos relativos é, para um domínio de taxas de inflação mais baixas, o fator que torna a variabilidade maior.

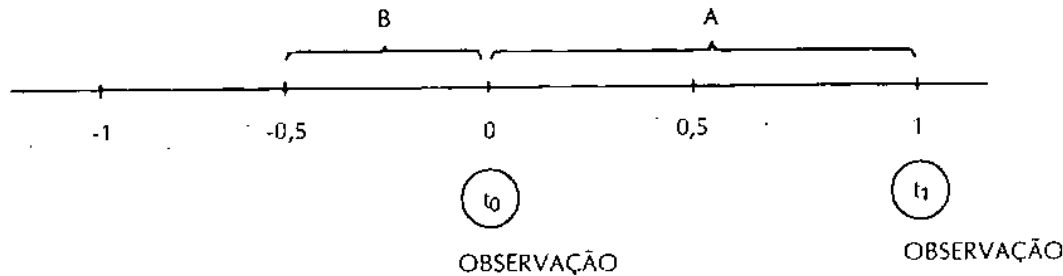
A partir de um certo ponto, um patamar inflacionário de *steady-state* mais alto passa a fazer com que uma proporção muito grande de firmas tenha o mesmo reajuste observado, com efeito negativo sobre a variabilidade, isto é, chega-se a um resultado aparentemente paradoxal. Novos aumentos da inflação reduzirão a variabilidade ainda mais, até que esta volte a ser nula, o que ocorre quando todas as firmas reajustam uma vez por mês. Se, por exemplo, novos aumentos da inflação, a partir daí, fizerem com que a periodicidade se encurte para 0,8 mês, o ciclo se reinicia, até que a variabilidade se anule novamente, o que ocorrerá quando a periodicidade for igual a 0,5 mês e todas as firmas reajustarem exatamente duas vezes dentro do mês. E assim por diante. O importante a notar é que este comportamento da variabilidade ocorre apesar da dispersão estar aumentando continuamente com a inflação.

Danziger (1987) explora o modelo de *menu cost* de Rotemberg (1983), com firmas homogêneas e ambiente determinístico, e gera uma função variabilidade côncava em relação à inflação.

Para um domínio de taxas de inflação, a variabilidade cresce a taxas decrescentes, caindo depois. O *range* de taxas de inflação para o qual a variabilidade cresce será tão maior quanto menor a periodicidade da coleta. Este resultado enfraquece, em certa medida, os testes econométricos que rodam variabilidade contra inflação, tornando a teoria de regras de preço baseadas em *menu cost*, compatíveis com qualquer resultado. Segundo Danziger, "... as a consequence, a fixed cost of price adjustment does not necessarily generate a

GRÁFICO 2

Variabilidade de preços relativos e inflação



positive coefficient for the anticipated inflation in a regression equation with the proxy as the dependent variable. Indeed, a zero or a negative coefficient is equally consistent with the theory, and regression equations of this type cannot provide much evidence about empirical importance of the fixed-cost explanation of relative price variability".⁴³

A contundência da crítica de Danziger pode ser relaxada se controlarmos os dados de tal maneira que, para uma dada periodicidade de coleta, o *range* de inflação estudado seja tal que não gere periodicidades de reajuste muito curtas. Para dados mensais, por exemplo, Danziger mostra que a validade da teoria de *menu cost*, com firmas homogêneas, seria compatível com a variabilidade como função crescente da inflação se os reajustes de preço têm periodicidade superior a 1,5 mês. Se ela é inferior a 1,5 mês, o coeficiente pode ser positivo ou negativo, pois a partir do ponto de variabilidade nula uma quantidade crescente de firmas passa a reajustar $(n + 1)$ vezes, enquanto a maioria reajusta n vezes, e assim a variabilidade começa a aumentar de novo.

A heterogeneidade entre as firmas pode ser um motivo a mais para a variabilidade crescer com a inflação. Neste caso, dependendo do grau de heterogeneidade, a periodicidade de reajuste para a qual coletas mensais ainda levam a resultados positivos pode ser bem inferior a 1,5. Com efeito, no modelo de Rotemberg a distância da banda (S, s) é $k\pi^{1/3}$, onde k é a inflação e π uma constante que depende das características da firma. Se for introduzida a heterogeneidade entre as firmas, cada uma delas reagirá de modo distinto ao mesmo aumento da inflação. Quanto mais elástica a demanda própria e quanto maior o *custo de menu*, mais a banda (S, s) se alarga. A diferença entre as bandas de duas lojas será medida por $(K1 - K2)\pi^{1/3}$, ou seja, a heterogeneidade, *per se*, é um fator de aumento da variância entre as firmas da banda (S, s) . Pode-se mostrar, como fazem Lach e Tsiddon – supondo sempre que a firma não reajusta duas vezes num mesmo período –, que a mudança captada do preço de uma firma é igual ao comprimento da banda (S, s) . Desta forma, a heterogeneidade é um fator de aumento da sensibilidade de VPR em relação à inflação.

Mas o que dizer de regras de reajuste que fujam ao escopo da teoria? A variabilidade de preços relativos pode crescer apenas como resultado de firmas com maior incerteza em torno da verdadeira taxa de inflação, que, por sua vez, faz com que o tomador de decisões de preço ora a superestime, ora a subestime, gerando grande alternância de posições relativas a todo momento. O mesmo raciocínio é válido sobre a dispersão de preços relativos de equilíbrio.

No estudo contido nesta seção, a periodicidade de reajuste varia entre 1,74 mês nos primeiros dois anos e meio e 1,38 mês no período restante. Este intervalo é muito curto e pode levar a problemas de significância estatística, quando rodamos a regressão de variabilidade contra inflação. Este ponto é analisado mais adiante na Seção 2.4.

Lach e Tsiddon (1992) encontram efeitos mais fortes da inflação esperada sobre a variabilidade, *vis-à-vis* os efeitos da inflação imprevista. Este resultado é favorável à teoria de *menu cost*, se comparada ao poder explicativo da tese de Lucas, Hercowitz e Cukierman. Deve-se fazer a ressalva de que os modelos destes economistas diziam respeito aos efeitos da inflação sobre a estrutura de preços relativos entre mercados distintos, e têm seu poder explicativo reduzido quando tratando de efeitos da inflação dentro do mercado de um bem homogêneo. Uma hipótese mais plausível para o papel da incerteza inflacionária sobre a variabilidade é que a diferença entre as superestimações e subestimações da taxa de inflação aumenta, e isto é sancionado por consumidores perdidos em face da grande volatilidade de preços relativos. Este efeito não deve predominar no estágio inflacionário estudado por Lach e Tsiddon em Israel, onde a aceleração inflacionária ocorreu em patamares bem definidos e, por isto, o grau de previsibilidade da taxa de inflação era alto. Em tal cenário, o *timing* de remarcação de preços deve ser predominantemente dominado pelo custo de reajuste, e não pela necessidade de se fazerem revisões dos preços, na medida em que o custo de oportunidades de não fazê-las – tal como exposto na Seção 1.5 – não é suficientemente grande.

Para chegar a um resultado positivo para a teoria de *menu cost*, Lach e Tsiddon estudam o comportamento dos preços de 26 produtos de alimentação em Israel, em 1978/79, 1981/82 e janeiro/setembro de 1984. A periodicidade de reajustes média é de 1,9 mês para 1981/82 e 1,5 mês para 1984, ficando, portanto, acima do limite proibitivo de Danziger, o que lhes permite trabalhar com a variabilidade como estatística de dispersão.

Um problema comum, que afeta tanto o estudo de Lach e Tsiddon como o desta obra, relaciona-se à coleta de preços das lojas em semanas distintas do mesmo mês, o que cria um aumento espúrio da variabilidade e do coeficiente de variação.

Quanto mais alto o nível de inflação, maior a diferença de preços entre as lojas que já reajustaram e aquelas que não o fizeram, o que causa um viés no coeficiente de variação. Lach e Tsiddon resolveram tal problema usando apenas o conceito de variabilidade, como já mencionado.

Por outro lado, a variabilidade aumenta em momentos de aceleração ou desaceleração inflacionária, ou melhor, é influenciada por mudanças de patamares da inflação. Se a inflação está se acelerando dentro de um mês, firmas que reajustam na quarta semana terão expectativas de inflação mais altas do que as que o fazem na primeira semana do mês e, por conta disto, reajustarão seus preços a uma taxa nominal superior. Em casos de desaceleração, ocorre o oposto. Conseqüentemente, a variância inflacionária dentro de um mês provoca aumentos espúrios da variabilidade. *Em períodos de inflação muito estável, ou se acelerando em saltos com patamares bem definidos, como foram o caso israelense e o da primeira metade da década de 80 no Brasil, isto não deve constituir-se num problema maior, salvo em momentos específicos.*

Vê-se, contudo, que existe um *trade-off* entre o uso da dispersão de preços e da variabilidade. Se utilizamos a dispersão, níveis de inflação mais altos criam, *per se*, um viés positivo no coeficiente de variação em virtude da coleta de preços em semanas distintas. Caso optemos pela variabilidade, podemos estar rodando uma regressão com coeficientes sem significância, meramente por um problema estatístico, sem que isto signifique aceitação ou rejeição de quaisquer teorias, em virtude da questão levantada por Danziger. Além disso, a ocorrência de aceleração e desaceleração inflacionária gera uma diferenciação de expectativas dentro de um mesmo mês entre as firmas que reajustam no início e no fim do mês, com um viés positivo sobre o coeficiente de variabilidade.

A opção por um ou outro deve ser tomada caso a caso. Em períodos de inflação muito estável, ou se acelerando em patamares bem definidos, como foi o caso israelense e o da primeira metade da década de 80 no Brasil, a variação das expectativas inflacionárias ao longo do mês é mais baixa, não sendo, portanto, um fator causador de viés importante na estatística de variabilidade. Em um ambiente em que a aceleração inflacionária segue um padrão em patamares – como em Israel e na primeira metade da década de 80 no Brasil –, a importância do *menu cost* deve fazer com que os resultados econométricos apontem para um forte efeito da inflação esperada sobre a dispersão e a variabilidade (supondo-se resolvido o problema levantado por Danziger). Em economias que convivem com a hiperinflação, ou que caminham a passos largos para ela, a incerteza em torno da verdadeira taxa de inflação é muito grande, e deve ter grande importância sobre a variabilidade, na medida em que esta espelhe a falta de consenso do mercado. Da mesma forma, o efeito sobre a dispersão de equilíbrio deve ser positivo, já que a diferença entre os preços mais baixo e mais alto deve crescer, ao mesmo tempo em que ocorre grande alternância de posições relativas.

Tommasi (1993) estuda o caso argentino, mas, por não separar os efeitos sobre a variabilidade causados pela inflação esperada daqueles gerados pela incerteza, não se pode fazer uma análise comparativa com os estudos de Lach e Tsiddon. Tommasi (1991) constrói um modelo, visto no Capítulo 1, que introduz aleatoriedade no custo direto da firma e supõe que os custos relativos desta sigam um processo estocástico, cujo coeficiente de autocorrelação seja função decrescente da inflação. O estudo empírico segue na mesma linha, supondo que o

processo gerador de dados dos preços relativos possa ser descrito por um modelo auto-regressivo de ordem 1. O autor divide o episódio argentino em três fases, que variam conforme o furor hiperinflacionário, calculando o coeficiente de autocorrelação dos preços de cinco supermercados para cada período. A mera suposição de que os preços relativos possam seguir um processo AR (1) estacionário pode ser muito forte. Se os preços nominais e o preço médio são variáveis integradas de ordem 2 ($I(2)$), os preços relativos só seriam estacionários ($I(0)$) caso houvesse um vetor $[1, -1]$ que fosse de co-integração para o logaritmo destas variáveis, o que não é testado pelo autor. Caso não haja tal vetor, a estimação deste processo AR (1) pelo método dos mínimos quadrados ordinários não terá significado estatístico.

O autor extrai a interessante conclusão de que a autocorrelação cai no período mais intenso da hiperinflação, sendo este resultado compatível com o aumento da depreciação do estoque de informações dos consumidores e todos os efeitos sobre o bem-estar correlatos. O autor também encontra um coeficiente positivo estatisticamente significativo para o módulo da inflação (isto porque havia semanas em que ocorria deflação de preços), em relação à variabilidade de preços relativos. Estes dois achados apontam para a conclusão de que numa hiperinflação, como a da Argentina, onde a derivada primeira do índice de preços semanal oscilava tanto no grau quanto no sinal, a incerteza pode ser o fator preponderante na decisão de preço das firmas. Num ambiente como este, a firma que maximiza lucros intertemporais procede de forma a comparar o custo de oportunidade do erro de previsão com o custo físico de reajustar seus preços. Falta no trabalho teórico de Tommasi uma modelagem que introduza o elemento incerteza inflacionária, construindo a partir disto uma regra de preços racional para as firmas. Falta também no trabalho empírico a decomposição da inflação num elemento previsto e naquele imprevisível, a fim de se comparar qual dos dois domina, e a partir dos resultados concluir sobre o verdadeiro papel que cabe ao *menu cost* na decisão do momento de reajustar o preço.

2.3 – Sobre a metodologia

2.3.1 – Sobre os dados

Dentro do espírito de ser um primeiro trabalho empírico nesta área, feito para o caso brasileiro, esta obra pretende mostrar um caminho a ser seguido em trabalhos futuros. Em termos gerais, testam-se os efeitos da inflação e de seus distintos componentes sobre a dispersão e a variabilidade de preços relativos para a economia brasileira no período janeiro de 1981/março de 1985, no mercado de quatro bens de consumo não-duráveis: leite em pó, óleo de soja, sabão em barra e salsicha em lata.⁴⁴

Mantém-se constante a mesma marca, com a finalidade de captar uma dispersão de preços relativos resultante apenas da inflação, e não da diferencia-

2.3.2 – Sobre algumas especificidades dos supermercados

Os supermercados correspondem a cerca de 70% da coleta de preços das firmas pesquisadas, e por isto devem ser feitos alguns comentários sobre suas regras de reajuste de preços. Como sabido, estas firmas pagam pelos seus insumos a prazo e vendem à vista, e neste descasamento dos prazos garantem sua rentabilidade. Num exemplo simplificado, um supermercado hipotético demora um mês para escoar seus estoques de um determinado produto, que acabou de adquirir. A lista de preços referente a este novo estoque já embute uma taxa de juros nominal. Este fato, por si, desmistifica o chamado ganho do *floating* inflacionário – argumento que serviu como pretexto para remarcações na entrada do Plano Real. Isto não significa que tal ganho não exista. Apenas não ocorre no grau enfatizado pela grande imprensa. A vantagem do estabelecimento de varejo na negociação com o fornecedor situa-se em uma ampla amostra de produtos, que lhe dá com maior precisão uma estimativa de inflação para o próximo mês. Dada uma taxa de juros real consensual (apenas como simplificação), o supermercado ganha a subestimação da inflação pelo atacadista.

Existem, contudo, diferentes estratégias de preços, que variam conforme o porte do estabelecimento e o público-alvo. Considerando-se que o custo de oportunidade de ficar estocado sobe continuamente – na taxa de juros que remunera as aplicações financeiras –, o preço nominal do bem em questão deveria aumentar todo dia para compensar a perda de um dia de aplicação. Na presença de custo de reajuste, algumas grandes cadeias reajustam os preços no pico no início do mês – aproveitando-se da posição de barganha das classes D e E, que, por não terem acesso às aplicações financeiras, não buscam ao longo do tempo à *la Bonomo e Najberg* (1993) –, deixando-os fixos no restante do período.

Suponha-se uma mercadoria pela qual o supermercado pagará CR\$ 140,00 no fim do mês e cujo valor é de CR\$ 100,00 – trazido a valor presente pela inflação esperada de 40%. A regra de preço do estabelecimento consiste em colocar uma margem dada (suponha-se 20%) sobre os CR\$ 140,00 da tabela e reajustar seu preço para CR\$ 168,00, o qual permanece fixo até o fim do mês.⁴⁸ É uma típica regra (S,s). O *timing* de reajuste é escolhido para captar o núcleo da demanda com o preço próximo do pico. Deve-se dizer que alguns grandes estabelecimentos varejistas possuem tecnologias muito avançadas, poupadoras de *menu cost* – tais como leitura ótica de preços –, mas que, apesar disto, persistem em estratégias (S,s) com relativamente grande periodicidade de reajustes.⁴⁹ A este respeito, cabe mencionar que o comportamento da concorrência é fundamental na decisão de prosseguir com periodicidades grandes. Se o concorrente tem alto custo de reajuste, manterá seus preços fixos e forçará aquele que tem tecnologia a mantê-los também.⁵⁰

Outros grandes supermercados optam por fazer caixa, realizando grandes promoções na entrada (geralmente hipermercados). Assim, a maior parte de sua receita é não-operacional. Na ausência de fricção, esta estratégia é idêntica a seguir o preço ótimo continuamente. Na presença de *menu cost*, contudo, preferem aplicar o caixa. Seguindo o mesmo exemplo, o varejista coloca uma

margem de 20% sobre CR\$ 100,00, vendendo a CR\$ 120,00, e aplicando a 45% no mercado financeiro. No fim do mês, o supermercado tem cerca de 24% de margem bruta, ao invés de 20%.⁵¹

O *timing* de reajuste não é totalmente estabelecido de forma endógena, a partir da regra de otimização seguida pela firma, mas guarda uma relação com o prazo de pagamento estabelecido pelo atacadista. Quanto maior o prazo de pagamento, mais liberdade terá o supermercado para estabelecer sua regra de reajuste.

Por outro lado, a periodicidade de reajuste e a sensibilidade desta à aceleração inflacionária dependem de fatores intrínsecos a cada produto (mercado). O óleo de soja, por exemplo, é costumeiramente utilizado como produto chamariz, por sua característica de bem de primeira necessidade, o que faz com que todos os consumidores o busquem, ao passo que apenas parcelas destes busquem produtos mais supérfluos. A consequência prática disto é que preços baixos do óleo de soja atraem todos os consumidores, enquanto preços baixos de salsicha em lata, por exemplo, atraem somente uma parte deles. Em outras palavras, a demanda por óleo de soja é mais elástica, *vis-à-vis* outros produtos menos concorridos.

É importante dizer que está se tratando aqui da demanda da firma, e não do mercado de óleo de soja. Como bem essencial, o óleo de soja tem menor elasticidade-preço cruzada e, então, uma curva de demanda (do mercado) menos elástica. Contudo, a demanda da firma é mais elástica devido à busca mais intensa por preço (intrafirmas) que caracteriza um produto essencial. Por isto, é comum a escolha de bens de primeira necessidade como produtos chamarizes, nos quais os estabelecimentos preferem incorrer em maior defasagem real de seus preços (o que é compensado em outros produtos cujos preços são reajustados com frequência bem maior).

2.3.3 – Sobre os testes econométricos

Nesta subseção, faremos uma breve introdução ao conceito de não-estacionariedade de uma série de tempo, para o melhor entendimento da metodologia econométrica adotada nos testes empíricos.

A análise de séries de tempo pode ser enganosa, quando envolvendo variáveis com tendência. A tendência, em uma série de tempo, pode ser determinística ou estocástica. No primeiro caso, qualquer desvio de rota deve ser entendido como um evento de curto prazo, por definição, e assim os ruídos são reversíveis, ou seja, a trajetória da variável acaba voltando ao caminho descrito pela tendência determinística.⁵²

Por outro lado, uma tendência estocástica é tal que flutua de forma aleatória em torno de uma média. Sob este prisma, um determinado choque numa variável com tendência estocástica tem um componente que afetarà a própria tendência, ou seja, tem uma parcela que interferirá no comportamento de longo prazo da

variável. Séries de tempo que possuem tendências estocásticas são chamadas séries integradas.

Qual é, efetivamente, o problema de se fazer econometria e previsões com este tipo de variável? O problema é que o elemento responsável pela não-estacionariedade da série⁵³ tem um componente estocástico. Uma variável cuja tendência é determinística encerra toda sua não-estacionariedade no componente de tendência e, por isto, é dita estacionária em torno de uma tendência (*trend stationary*). As variáveis integradas só se tornam estacionárias pela via da diferenciação.⁵⁴

Um exemplo típico de variável integrada é dado pela evolução do PIB real americano antes e depois do primeiro choque do petróleo. A recessão provocou alterações na produtividade da economia que afetaram a trajetória de longo prazo (tendência) do PIB no pós-choque. Isto não significa que o PIB real seja integrado, mesmo porque uma amostra finita não pode ser conclusiva neste sentido, mas que, com as técnicas hoje existentes, ele é melhor descrito por um modelo ARIMA ($p, 1, q$). A verificação empírica de que a maior parte das variáveis macroeconômicas possui tendência estocástica, feita a partir do artigo de Nelson e Plosser (1982), tem provocado também uma verdadeira revolução na teoria econômica e econométrica, na medida em que torna ultrapassada a separação estanque entre teorias de ciclo (curto prazo) e teorias de crescimento (longo prazo).

Se uma parte dos choques aleatórios é perpetuada por interferir na tendência, o componente estocástico será não-estacionário (não possuirá os momentos da distribuição invariantes no tempo), e a utilização do método de mínimos quadrados em regressões envolvendo séries de tempo com esta natureza é dita *espúria*, ou seja, não possui significado econômico.⁵⁵

O procedimento técnico mais utilizado para testar se uma variável tem raiz unitária (ou tendência estocástica, ou é integrada) consiste no teste de Dickey-Fuller [Dickey e Fuller (1979) e Fuller (1976)]. Tome-se o modelo $Y_t = k + \mu t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde $-1 < \rho \leq 1$ e ε_t é um ruído branco. Se $\rho = 1$, o processo gerador de dados (PGD) tem raiz unitária. Se $|\rho| < 1$, o processo é estacionário em torno da tendência $k + \mu t$. Reescrevendo a equação:

$$\Delta Y_t = k + \mu t + (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t = k + \mu t + \theta_0 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

A hipótese testada é de que Y_t é integrada, que na equação acima implica $\theta_0 = 0$. Os valores críticos das estatísticas- t não podem ser utilizados, posto que estas não têm distribuição normal na hipótese de raízes unitárias. Desta maneira, usam-se os valores críticos propostos originalmente por Dickey e Fuller (1979) e tabulados em MacKinnon (1990) – que computou através de estudo de Monte Carlo estimadores de superfície de resposta da distribuição de valores críticos – e roda-se a regressão por mínimos quadrados ordinários. Uma hipótese importante para a validade da estatística- t da equação de Dickey-Fuller é a de que os resíduos não sejam correlacionados. Não há a necessidade de os resíduos comportarem-se como *white-noise*, posto que, como mostra Phillips (1987), a heterocedasticidade não afeta a distribuição assintótica de uma ampla categoria

de testes de raízes unitárias. Contudo, estes têm que ser alterados caso haja correlação serial. O modo mais comumente utilizado para tanto é o teste ADF (Augmented Dickey-Fuller), que na prática consiste em se adicionar um número k de lags da primeira diferença suficientes para eliminar a autocorrelação serial dos resíduos da equação de Dickey-Fuller.

Utilizamos, nos testes, a estatística de Ljung-Box e o correlograma dos resíduos a fim de verificar a existência ou não de autocorrelação serial nos resíduos. A estatística Ljung-Box ($LB = T(T+2) \sum_j (r^2_j / T-j)$), onde r é o estimador do coeficiente de autocorrelação dos resíduos, tem distribuição qui-quadrada, com L graus de liberdade, onde L é o número de lags de resíduos, que por *default* geralmente se escolhe como 24.

A regressão do ADF fica:

$$\Delta Y_t = k + \mu t + (\rho - 1) Y_{t-1} + \theta_1 (\Delta Y)_{t-1} + \theta_2 (\Delta Y)_{t-2} + \dots + \theta_k (\Delta Y)_{t-k} + \varepsilon_t$$

Diante da observação testada de que uma (ou mais) série não-estacionária incluída numa regressão é integrada, a aplicação de técnicas usuais gera resultados sem significado econômico. Em muitos casos, a solução encontrada pode ser transformar variáveis integradas em estacionárias por meio de diferenciação, tal e qual proposto por Box e Jenkins. Desafortunadamente, embora tenha o mérito de traduzir os efeitos de curto prazo de uma variável sobre a outra, esta técnica pode manter despercebidas relações importantes entre os níveis de duas variáveis integradas. Isto ocorre porque séries integradas podem ter tendências estocásticas comuns. Neste caso, alguma combinação linear das séries será estacionária. Um exemplo bastante elucidativo é dado pela relação entre consumo e PIB. Ambas as séries são integradas de ordem 1, ou seja, possuem uma raiz unitária. Contudo, a participação do consumo na renda agregada é uma variável estacionária (portanto, o logaritmo dela também será). Isto significa que existe uma combinação linear entre as duas variáveis, representada pelo vetor $[1 \ -1]$, que torna estacionária a variável resultante (o logaritmo da participação do consumo na renda). Assim, $Z_t = \ln(C_t) - \ln(Y_t)$ é estacionária e, portanto, no longo prazo aumentos da renda são acompanhados por aumentos proporcionais no consumo.

Outro exemplo de co-integração diz respeito à relação entre a taxa de juros nominal e a inflação esperada, conhecida como *Efeito Fischer*. Mishkin (1991) verifica que as evidências não sugerem relações de curto prazo entre as duas variáveis para a economia americana. Contudo, testes de co-integração mostram que ambas caminham juntas, ou seja, têm tendência estocástica comum: quando a taxa de juros está alta por um longo período, a taxa de inflação também será alta.

Nesta seção empírica, os testes feitos indicam que a maior parte das estatísticas de dispersão e variabilidade de preços relativos tem comportamento que não rejeita a hipótese de raízes unitárias. Ou seja, os testes indicam que as séries de dispersão e variabilidade são integradas. Como esperado, a inflação também demonstrou ter um comportamento típico de série integrada. Este último resultado repete conclusões na mesma linha tiradas de estudos empíricos por Pereira (1988) e Issler (1991).

Por outro lado, os modelos apresentados no primeiro capítulo dizem respeito a efeitos distributivos de longo prazo sobre o mercado de um produto (marca) específico causados pela inflação. Todos são modelos de estática comparativa, analisando as relações existentes entre diferentes pontos de equilíbrio em *steady-state*. As relações positivas entre inflação, dispersão e bem-estar em modelos de *menu cost* com busca não descrevem efeitos que ocorrem após uma aceleração inflacionária em meses subseqüentes, mas padrões comportamentais que se consolidam no longo prazo. Em outras palavras, a inflação pode afetar a dispersão em duas perspectivas inteiramente distintas: no curto prazo, se aumentos da inflação de um mês para o outro provocam aumento da dispersão; e, no longo prazo, para o qual patamares inflacionários mais altos geram um equilíbrio onde o consumidor busca mais, como efeito de uma dispersão mais elevada. Este último é o foco dos modelos do primeiro capítulo que ressaltam o papel do custo de reajuste como chave na explicação dos efeitos reais da inflação dentro de mercados de substitutos próximos. No jargão dos econométricos, dado o fato de que estamos tratando com séries de tempo integradas, a existência de vetores de co-integração entre a medida utilizada de dispersão e a expectativa inflacionária é um resultado favorável àquela teoria.

Da mesma forma, os modelos que destacam o caráter redistributivo da incerteza inflacionária focalizam também um horizonte de longo prazo. Na linha de Lucas (1973), um aumento dos níveis de incerteza, por exemplo, percebidos pelos agentes produtores, age no sentido de tornar a curva de oferta menos elástica, aumentando também a dispersão de preços para uma dada distribuição de choques idiossincráticos. Sob outro ponto de vista, o maior nível de incerteza provoca mais erros por parte das firmas, o que é percebido pelos consumidores através de um menor coeficiente de autocorrelação do preço relativo de cada firma. Contudo, esta percepção não se fundamenta numa observação episódica, mas na repetição da estratégia das firmas. Neste sentido, trata-se de um fenômeno de longo prazo, só explicável em modelos estático-comparativos de equilíbrios estáveis. Portanto, as relações entre incerteza inflacionária e dispersão de preços relativos são relações de co-integração.

Um teste de co-integração comumente utilizado, pela facilidade conceitual e computacional, é o de Engle-Granger. Suponhamos que o vetor de N séries de tempo, $Y_t = [Y_{t1}, \dots, Y_{tn}]$, denote a observação t de cada série. Suponhamos que todas sejam $I(1)$. Se elas são co-integradas, existe pelo menos um vetor α tal que $Z_t = \alpha' Y_t$ seja $I(0)$. Caso contrário, toda combinação linear delas será também $I(1)$. Assim, roda-se primeiro a regressão de co-integração $Y_{tn} = \alpha_1 + \sum_i \alpha_i Y_{ti} + \mu_t$, e obtém-se o vetor $\hat{\alpha} = [1 \ \hat{\alpha}_1 \ \hat{\alpha}_2 \dots \ \hat{\alpha}_{n-1}]$ e testa-se se z_t é $I(0)$ da mesma forma que no teste de Dickey-Fuller. Como resultado, $\Delta z_t = \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t$, onde $H_0: \gamma = 0$ corresponde à hipótese de que \hat{z}_t tem raiz unitária. Se rejeitada, α será um vetor de co-integração. Nos casos onde os resíduos da equação do segundo estágio sejam autocorrelacionados, a introdução de lags das diferenças deve ser feita da mesma maneira, seguindo os passos do teste de Dickey-Fuller. Em face de alguns problemas com o teste de Engle-Granger para co-integração⁵⁶ que podem ser corrigidos com mudanças na equação do segundo estágio, como no teste propos-

to por Stock e Watson, optamos por fazer o teste de co-integração de Johansen (1988).⁵⁷

Suponhamos um vetor de séries de tempo. Podemos escrever a equação de Dickey-Fuller numa forma multivariada: $Y_t = A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$, onde A_1 é uma matriz $N \times N$. Da equação acima, podemos extrair um VAR (p) na forma $\Delta Y_t = \phi Y_{t-1} + \theta_1 \Delta Y_{t-1} + \theta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \theta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1}$, onde $\gamma = A_1 - I$. Se γ tem posto N (o que implica que seja singular e todos os autovalores sejam $0 < |r| < 1$), então todas as combinações lineares entre as variáveis serão estacionárias. Caso γ tenha posto nulo, todos os autovalores serão unitários, não havendo combinação linear das variáveis que seja estacionária. No caso intermediário, em que $P(\phi) = K < N$, então existirão K autovalores diferentes de zero na matriz e k combinações lineares estacionárias. A finalidade do teste de Johansen é testar quantos autovalores são significativamente diferentes de zero na matriz. Johansen (1988) propõe duas formas alternativas de se medir a mesma coisa: o teste do traço e o teste do máximo autovalor. Em ambos os casos, a hipótese nula é de que existem no máximo K vetores de co-integração. No teste do traço, a estatística de teste é $TS = -N(\sum_i \ln(1 - \rho_i^2))$, onde ρ_i é o estimador do verdadeiro autovalor. Se esta soma for significativamente diferente de zero, rejeitamos H_0 . O teste do máximo autovalor pega o $K + 1$ -ésimo autovalor e verifica se o valor da estatística $Max = -(\ln(1 - \rho_{k+1}^2))$ é significativamente diferente de zero.

2.4 – Análise dos resultados

Nesta seção apresentamos os resultados dos testes econométricos, nos quais se verifica que a maior parte das séries de tempo testadas são variáveis integradas. Testa-se a presença de tendência estocástica comum entre elas e captam-se as relações de longo e curto prazos existentes. A seção está dividida em duas partes: na primeira, calcula-se a corrosão média de preços reais aceita pelas firmas, para dois ambientes inflacionários distintos, com o primeiro caracterizado por taxas de inflação moderadas e o segundo por altas taxas, verificando-se que a periodicidade de reajustes encurta-se do primeiro para o segundo período, mas não o suficiente para evitar um aumento da defasagem real do preço de vale em relação ao preço de pico; e, na segunda, analisam-se os resultados das regressões que relacionam dispersão (medida pelo coeficiente de variação e pela variabilidade) com inflação esperada e dispersão com incerteza inflacionária. Busca-se identificar a existência de vetores de co-integração, em ambos os casos observando os sinais encontrados e interpretando-os à luz das teorias vigentes.

2.4.1 – Sobre a periodicidade média dos reajustes

A periodicidade média dos reajustes é definida aqui como a duração média do preço, o que é obtido pela divisão do número de meses de coleta pelo número de preços distintos – supondo-se que nenhuma informação foi perdida no período.

A Tabela 1 mostra o encurtamento da freqüência de reajustes, do período julho de 1983/outubro de 1985 em relação ao período janeiro de 1981/junho de 1983⁵⁸ para cada produto.

No primeiro período, a inflação média foi de 6,5% ao mês, enquanto no segundo alcançou 9,9%. Todos os quatro produtos apresentaram um aumento na freqüência de reajustes, e a duração média das cotações caiu cerca de 20%, no geral. Contudo, a inflação subiu cerca de 52% entre os dois períodos. Este resultado parece reforçar a teoria do *menu cost*, pois indica que a banda (S, s) deve ter aumentado, de forma a fazer com que a diminuição da periodicidade de reajustes seja menos do que proporcional ao aumento da inflação. Dado que a depreciação real do preço pode ser medida por $\ln(s/S) = \pi\epsilon$, esta é de 11,36% no primeiro período e de 13,69% no segundo, ou seja, a firma que antes deixava o preço real cair cerca de 11% até o momento do reajuste passa a deixá-lo ceder cerca de 14%.

Isto é coerente com a idéia de que o custo de reajustar preço força a firma a aumentar a freqüência de reajustes menos do que seria necessário para manter os limites (S, s) constantes. Todos os quatro produtos apresentaram resultados semelhantes, no sentido da expansão da distância ($S-s$). O produto com maior sensibilidade do *range* (S, s) em relação à inflação média é o óleo de soja (aumento de 33% na distância entre os preços de vale e pico), enquanto a salsicha em lata tem a menor sensibilidade (aumento de 12,7%). Este resultado é compatível com o raciocínio desenvolvido na Subseção 2.3.2 acerca da estratégia dos supermercados de escolher, entre os gêneros de primeira necessidade – cuja demanda é mais elástica (no nível da firma) *vis-à-vis* os não-essenciais –, os produtos que exerçam a função de chamarizes. A diferença entre as regras de reajuste do óleo de soja e da salsicha em lata tem explicação na diferença das elasticidades de demanda. Apesar da aceleração inflacionária, os supermercados preferem incorrer numa depreciação real de seus preços maior a fim de atrair consumidores de óleo de soja, enquanto aumentam a freqüência de reajuste da salsicha em lata, mantendo a banda relativamente estável.

O baixo número de produtos, contudo, não permite qualquer inferência *cross-section* – na linha feita por Domberger (1987) e Caucutt, Ghosh e Kelton (1992) – sobre as relações entre tais coeficientes e a estrutura ou o padrão de busca de cada mercado.

2.4.2 – Testes de co-integração e regressões

Nesta subseção faz-se uma exposição detalhada dos testes e das regressões. Examina-se a relação tanto de *CV* quanto de *SDP* com a inflação e com seus dois componentes, ou seja, a inflação esperada e a inflação inesperada, para cada um dos quatro bens de consumo não-duráveis escolhidos: leite em pó, óleo de soja, sabão em barra e salsicha em lata. Para cada produto, rodam-se quatro regressões: duas relacionando a dispersão – medida ora pelo coeficiente de variação, ora pelo coeficiente de variabilidade – com a inflação e duas relacionando a dispersão

TABELA 1

Periodicidade de reajuste para cada produto

LEITE EM PÓ			
FIRMAS	TOTAL DE MESES	PREÇOS DISTINTOS	PERIODICIDADE MÉDIA (por Firma)
Período 1981.01/1983.06			
A	30	15	2,00
B	30	21	1,43
C	30	18	1,67
D	30	20	1,50
E	30	17	1,76
F	30	15	2,00
G	30	14	2,14
H	30	15	2,00
I	30	21	1,43
J	30	27	1,11
K	30	16	1,88
L	30	11	2,73
M	30	15	2,00
Média			1,82
Período 1983.07/1985.10			
A	28	21	1,33
B	28	20	1,40
C	28	19	1,47
D	28	18	1,56
E	28	18	1,56
F	28	20	1,40
G	28	23	1,22
H	28	21	1,33
I	28	22	1,27
J	28	22	1,27
K	28	19	1,47
L	28	18	1,56
M	28	15	1,87
Média			1,44

(continua)

ÓLEO DE SOJA

FIRMAS	TOTAL DE MESES	PREÇOS DISTINTOS	PERIODICIDADE MÉDIA (por Firma)
Período 1981.01/1983.06			
A	30	20	1,50
B	30	20	1,50
C	30	20	1,50
D	30	23	1,30
E	30	20	1,50
F	30	23	1,30
G	30	18	1,67
H	30	23	1,30
Média			1,45
Período 1983.07/1985.10			
A	28	23	1,22
B	28	23	1,22
C	28	23	1,22
D	28	21	1,33
E	28	22	1,27
F	28	21	1,33
G	28	23	1,22
H	28	21	1,33
Média			1,27

(continua)

SALSICHA EM LATA

FIRMAS	TOTAL DE MESES	PREÇOS DISTINTOS	PERIODICIDADE MÉDIA (por Firma)
Período 1981.01/1983.06			
A	30	23	1,30
B	30	19	1,58
C	30	17	1,76
D	30	26	1,15
E	30	21	1,43
F	30	20	1,50
G	30	13	2,31
H	30	16	1,88
I	30	14	2,14
J	30	22	1,36
K	30	12	2,50
L	30	20	1,50
Média			1,70
Período 1983.07/1985.10			
A	28	22	1,27
B	28	25	1,12
C	28	22	1,27
D	28	22	1,27
E	28	20	1,40
F	28	25	1,12
G	28	21	1,33
H	28	19	1,47
I	28	21	1,33
J	28	23	1,22
K	28	24	1,17
L	28	24	1,17
Média			1,26

(continua)

SABÃO EM BARRA

FIRMAS	TOTAL DE MESES	PREÇOS DISTINTIVOS	PERIODICIDADE MÉDIA (por Firma)
Período 1981.01/1983.06			
A	30	14	2,14
B	30	17	1,76
C	30	19	1,58
D	30	13	2,31
E	30	12	2,50
F	30	19	1,58
G	30	17	1,76
H	30	17	1,76
I	30	18	1,67
J	30	15	2,00
K	30	13	2,31
L	30	17	1,76
M	30	10	3,00
Média			2,01
Período 1983.07/1985.10			
A	28	13	2,15
B	28	18	1,56
C	28	19	1,47
D	28	21	1,33
E	28	16	1,75
F	28	17	1,65
G	28	21	1,33
H	28	16	1,75
I	28	20	1,40
J	28	19	1,47
K	28	18	1,56
L	28	24	1,17
M	28	16	1,75
Média			1,56

TABELA 2

Periodicidade global de reajuste para cada produto

PRODUTO	PERIODICIDADE MÉDIA	INFLAÇÃO MÉDIA (%)	DEPRECIACÃO REAL (%)
Período 1981.01/1983.06			
Leite em pó	1,82		11,85
Sabão em barra	2,01		13,09
Óleo de soja	1,45		9,44
Salsicha em lata	1,70		11,07
Média	1,74	6,51	11,36
Período 1983.07/1985.10			
Leite em pó	1,44		14,26
Sabão em barra	1,56		15,44
Óleo de soja	1,27		12,57
Salsicha em lata	1,26		12,47
Média	1,38	9,90	13,69

TABELA 3

Controle de preços

ANO	NÚMERO DE PRODUTOS (Média)	PARTICI- PAÇÃO NO IPA (% Média)	AUMENTO DE PREÇOS (% Acumulada)	AUMENTO DOS LIBERADOS E NÃO CONTROLADOS (% Acumulada)	IPA-DI (% Acumulada)
1980	166	31,63	122,20	94,72	121,35
1º sem.	171	32,96	48,65	42,42	43,95
2º sem.	162	31,31	49,48	36,72	53,77
1981	67	13,42	89,69	102,78	94,29
1º sem.	84	16,28	49,28	49,74	45,72
2º sem.	50	10,55	27,07	35,42	33,33
1982	40	9,18	98,51	104,40	97,72
1º sem.	41	9,45	43,67	49,08	47,43
2º sem.	38	8,91	38,17	37,11	34,10
1983	147	27,48	180,78	176,43	234,00
1º sem.	121	23,35	55,23	55,62	71,74
2º sem.	173	31,60	80,88	77,63	94,50
1984	154	29,84	247,40	216,00	230,30
1º sem.	169	31,93	79,41	71,18	76,67
2º sem.	138	27,74	93,64	84,13	86,95
1985	161	33,70	68,44	100,98	71,28
1º tri.	152	32,28	39,03	47,76	40,08
2º tri.	170	35,12	21,16	36,02	22,27

Fonte: Luís Roberto Cunha - CIP.

Obs.: Os dados de 1985 dizem respeito somente ao 1º bimestre.

com os componentes esperado (*EINFL*) e inesperado (*UINFL*) da inflação. Como mencionado *en passant*, o problema da existência de cadeias de loja não identificadas gera um *trade-off* entre o uso de uma amostra mais restrita – mas cuja seleção é *ad hoc* – e o uso de uma amostra mais ampla, que contenha cadeias. Feita esta ressalva, realizam-se os experimentos apenas para a amostra restrita neste trabalho.

Sobre o cálculo da inflação esperada

A série de inflação (*LOGINFL*) foi medida como a primeira diferença do logaritmo do Índice de Custo de Vida (Rio de Janeiro), divulgado pela Fundação Getúlio Vargas.

O cálculo da expectativa inflacionária é feito através da estimação de um modelo ARIMA ($p, 1, q$) para o processo gerador de dados da série de inflação. O Gráfico 3 indica que o comportamento da inflação se assemelha bastante ao de uma série não-estacionária, apresentando uma clara tendência positiva. Isto, por si só, não quer dizer que a série seja integrada, podendo ela ser estacionária em torno de uma tendência determinística positiva. O correlograma da série (Tabela 4), por sua vez, tem uma forma típica de variável integrada, na medida em que a autocorrelação converge lentamente para zero. Este fato é compatível com séries integradas, nas quais o resíduo tem impacto de longo prazo sobre o comportamento da série (série de memória longa).

A estatística *t* do teste ADF (ver p. 141 do Apêndice)⁵⁹ confirma nossas expectativas, não rejeitando a hipótese de que a inflação seja uma série integrada de ordem 1. A escolha do número de *lags* de diferença da equação de ADF tem sido objeto de intensa polêmica.⁶⁰

Fugindo a tal controvérsia, utiliza-se uma regra de bolso sugerida por Schwert (1988) de se tomar $K = 12x$ (tamanho da amostra/100).¹⁴ Com isto, todos os testes ADF realizados aqui utilizam 10 *lags* da primeira diferença. As páginas 139 a 141 do Apêndice apresentam os resultados dos testes de autocorrelação e normalidade dos resíduos, condições essenciais para a validade do ADF. Para o primeiro caso, utiliza-se a estatística de Ljung-Box – definida na Subseção 2.3.2 – com *lag* de 24 resíduos (padrão). A estatística de 6,3 rejeita H_0 , ou seja, a existência de autocorrelação dos resíduos, a um nível de 95% de confiança. Para o teste de normalidade, utiliza-se a estatística do teste de Jarque-Bera, que tem distribuição qui-quadrada (2), que aponta uma ligeira assimetria negativa na distribuição dos resíduos. Resta saber se a inflação tem ordem de integração superior a 1, o que é feito através dos testes ADF para a primeira diferença da série de inflação (*DDLOGINFL*).⁶¹ Mais uma vez se faz o ADF com 10 *lags* de diferença, o que se mostra suficiente para garantir que os resíduos sejam *niid* (normal, independente e identicamente distribuídos). O teste ADF indica rejeição da hipótese nula de integração da aceleração inflacionária (*DLOGINFL*). Estes resultados, mostrados nas páginas 142 a 146 do Apêndice, levam à conclusão de que a inflação é integrada de ordem 1.

A estimação de um modelo ARIMA para a inflação é o próximo passo, o que é feito através do método proposto por Box e Jenkins, ou seja, estimando-se um ARMA para as primeiras diferenças (*DLOGINFL*). À primeira vista, a Tabela 5 de autocorrelação parcial indica a aceleração da inflação como tendo um componente auto-regressivo de ordem 4. O modelo escolhido pelos métodos de parcimônia de Akaike (*AIC*) e Schwarz (*BIC*) foi um ARI (4). Estes são critérios para escolha da ordem do polinômio do modelo, que visam à maior parcimônia possível. O melhor modelo, pelo critério de Akaike, é tal que minimize $AIC(K) = N \cdot \ln(SSR) + 2K$, onde K é a soma da ordem do polinômio AR com o polinômio MA, N é o tamanho da amostra e SSR a soma do quadrado dos resíduos. O critério de Schwarz escolhe como o melhor modelo aquele que minimiza a função $BIC(K) = N \cdot \ln(SSR) + \ln(N) \cdot K$. A diferença fundamental é que o segundo método dá um peso maior para o tamanho da amostra. A Tabela 7 mostra as estatísticas de Akaike e Schwarz para seis modelos testados.

Supondo que as firmas conheçam este modelo AR (4), a estimativa de inflação que fazem para o período $t + 1$, no período t , é dada por $EINFL(t, t + 1) = FITDINFL(t, t + 1) + LOGINFL(t)$, onde $FITDINFL$ é a aceleração inflacionária esperada – calculada através do modelo AR(4) – e $LOGINFL(t)$ é a inflação do período t , já conhecida em t .⁶²

A página 155 do Apêndice mostra a série de inflação esperada (*EINFL*) calculada desta forma. Optou-se por utilizar o modelo AR(4) sem termo constante e tendência, em função da insignificância dos coeficientes encontrados. Na página 121 apresenta-se o modelo definitivo e nas páginas 147 a 153 os modelos rejeitados. A inflação inesperada é calculada como resíduo: $UINFL(t + 1) = LOGINFL(t + 1) - EINFL(t, t + 1)$.

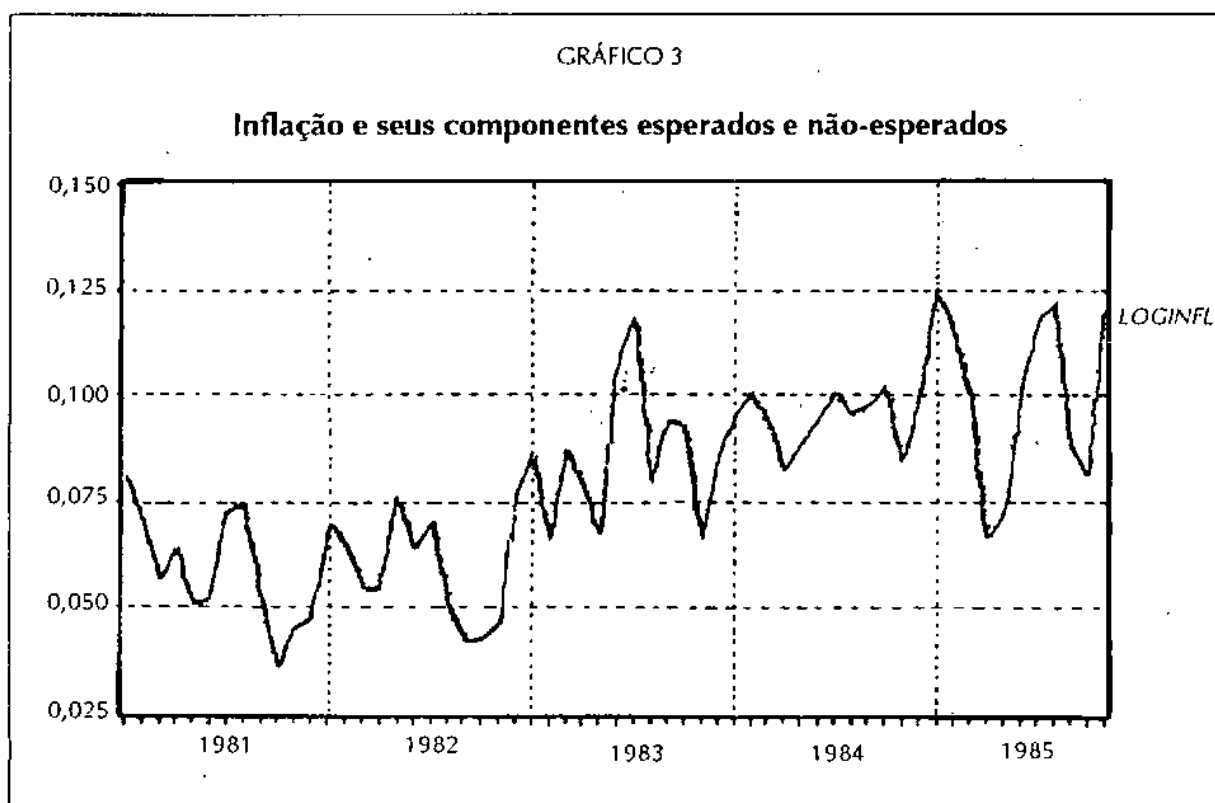


TABELA 4

Correlograma da série da inflação

AUTOCORRELAÇÕES		AUTOCORRELAÇÕES PARCIAIS		ac	pac	
	*****		*****	1	0,679	0,679
	*****			2	0,450	-0,021
	*****		****	3	0,456	0,295
	*****			4	0,426	0,017
	*****		*****	5	0,505	0,348
	*****		*	6	0,549	0,089
	*****	*		7	0,426	-0,055
	****			8	0,343	-0,022
	****	*		9	0,307	-0,059
	****		*	10	0,320	0,072
	****	*		11	0,326	-0,082
	****		*	12	0,328	0,088
	****	*		13	0,273	-0,085
	**	*		14	0,158	-0,109
	*	**		15	0,090	-0,115
	*			16	0,107	-0,008
	**		*	17	0,152	0,067
	**	*		18	0,128	-0,092
		*		19	0,029	-0,079
*		*		20	-0,053	-0,079
**		**		21	-0,146	-0,173
**		*		22	-0,167	-0,083
*				23	-0,104	-0,005
*				24	-0,107	0,011
Box-Pierce Q-Stat.	150,63	Prob. 0,0000	Erro Padrão das Correlações	0,130		
Ljung-Box Q-Stat.	175,69	Prob. 0,0000				

Fazendo o teste de Dickey-Fuller para *UINFL*, verifica-se que a inflação inesperada é $I(1)$. Os resultados, que estão nas páginas 156 a 158 do Apêndice, são coerentes com diversos estudos econométricos que apontam que a incerteza inflacionária (variância) cresce com a inflação no longo prazo. Diferentes níveis de *steady-state* inflacionário são compatíveis com maior incerteza. Ball (1992) atribui tal fato a regras monetárias que são mais plausíveis de mudança em alta inflação. No caso brasileiro, patamares mais altos são acompanhados por maior indexação e maior sensibilidade da inflação a choques de oferta. Em vista disto, a incerteza inflacionária deve ter comportamento similar ao da inflação, apresentando tendência estocástica.

TABELA 5

Correlograma da série de aceleração inflacionária

AUTOCORRELAÇÕES		AUTOCORRELAÇÕES PARCIAIS		ac	pac	
*	.	*	.	1	-0,066	-0,066
*****	.	*****	.	2	-0,420	-0,0426
.	.	*	.	3	-0,018	-0,105
**	.	*****	.	4	-0,177	-0,458
.	*	*	.	5	0,095	-0,080
.	*****	.	*	6	0,354	0,084
*	.	.	.	7	-0,057	0,024
**	.	.	*	8	-0,160	0,042
**	.	**	.	9	-0,121	-0,118
.	.	.	.	10	-0,015	0,026
.	*	**	.	11	0,065	-0,151
.	**	.	.	12	0,125	0,003
.	*	.	.	13	0,062	0,009
*	.	.	*	14	-0,070	0,070
**	.	.	.	15	-0,140	-0,025
*	.	*	.	16	-0,068	-0,097
.	**	.	*	17	0,136	0,076
.	**	.	.	18	0,138	0,023
.	.	.	*	19	-0,013	0,058
.	.	.	*	20	-0,008	0,109
**	.	.	.	21	-0,144	0,004
**	.	*	.	22	-0,132	-0,054
.	**	*	.	23	0,132	-0,065
.	.	**	.	24	0,032	-0,182
Box-Pierce Q-Stat.	31,70	Prob. 0,1347	Erro Padrão das Correlações	0,130		
Ljung-Box Q-Stat.	38,64	Prob. 0,0298				

TABELA 6

Estimação de um modelo AR(4) para aceleração inflacionária

VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO PADRÃO	ESTATÍSTICA t	2-TAIL SIG.
AR (2)	-0,6590824	0,1190282	-5,5371934	0,0000
AR (4)	-0,4819603	0,1226291	-3,9302279	0,0002
AR (1)	-0,1950290	0,1189975	-1,6389343	0,1069
AR (3)	-0,1810558	0,1229800	-1,4722375	0,1467
R ²	0,387992		Média da variável dependente	0,000675
R ² ajustado	0,354609		Erro padrão da variável dependente	0,017421
Erro padrão da regressão	0,013996		Soma do quadrado resid.	0,010773
Log likelihood	170,2254		F-estatístico	11,62269
Estatística Durbin-Watson	2,084603		Prob.(F-estatístico)	0,000005

Akaike = - 108.

Sch = - 109.

TABELA 7

Avaliação dos modelos auto-regressivos de inflação segundo os critérios de Akaike e Schwarz

MODELO	AIC (K)	BIC (K)
ARIMA (4, 1, 0)	-259,3	-251,3
ARIMA (5, 1, 0)	-258,3	-248,3
ARIMA (4, 1, 1)	-257,6	-247,2
ARIMA (4, 1, 2)	-252,4	-240,44
ARIMA (4, 1, 6)	-274,6	-227,6
ARIMA (5, 1, 1)	-256,3	-244,3

Obs.: $AIC(K) = T \cdot LN(SSR) + 2K$

$BIC(K) = T \cdot LN(SSR) + K \cdot LN(T)$

Sobre os testes de ADF para dispersão de preços relativos

Testa-se a hipótese nula de raiz unitária para o coeficiente de variação e a variabilidade de cada produto. Os detalhes encontram-se nas páginas 151 a 191 do Apêndice. Para cada produto, procede-se de modo a se fazer um ADF com 10 *lags* de diferença – pelo método de *branqueamento* de Schwert (1989) –, tirando o correlograma dos resíduos, observando a estatística de Ljung-Box e fazendo o teste de Normalidade Jarque-Bera.⁶³ No caso do leite em pó, a hipótese H_0 de que a dispersão $I(1)$ não é rejeitada ao nível de 10% para CV e para SDP. No caso do óleo de soja, H_0 não é rejeitada ao nível de 5% para CV e de 10% para SDP. Para o sabão em barra, H_0 não é rejeitada ao nível de 10% para ambas as estatísticas. No caso da salsicha em lata, o teste ADF refuta a presença de raiz unitária para CV, sendo H_0 rejeitada a 5% de significância e aceita para SDP.

Sobre as relações de longo prazo entre inflação e dispersão

Neste item analisam-se os resultados da estimação das regressões, em forma reduzida, do coeficiente de variação (CV) e da variabilidade (SDP) contra inflação e seus dois componentes (esperado e inesperado). Procede-se de forma a testar a existência de vetores de co-integração entre inflação esperada, inflação inesperada e dispersão de preços relativos (medida pelos dois coeficientes alternativos, CV e SDP). Utiliza-se para tanto o método de Johansen, já discutido na Subseção 2.3.2.⁶⁴

As Tabelas 8 a 11 apresentam um resumo dos resultados dos testes de co-integração para as estatísticas de traço e os coeficientes dos vetores encontrados. A descrição completa encontra-se nas páginas 192 a 217 do Apêndice. Como já explicado, o vetor de co-integração nada mais é do que uma combinação linear das variáveis integradas que gera uma variável estacionária. No caso deste trabalho, o vetor indica a existência de relação de longo prazo entre dispersão, inflação esperada e inflação inesperada. Com efeito, seja $\alpha = [-1 \ \alpha_1 \ \alpha_2]$ e $Y' =$

TABELA 8

Coefficiente de variação e inflação

	H_0	H_1	ESTATÍSTICA DE TRAÇO	VALOR CRÍTICO 5%	VETOR
Leite em pó	$r \neq 0$	$r \geq 1$	27,14	17,95	0,025
Óleo de soja	$r = 0$	$r \geq 1$	46,87	17,95	0,453
Sabão em barra	$r = 0$	$r \geq 1$	6,62	15,66 (10%)	
Salsicha em lata	-	-	-	-	

TABELA 9

Variabilidade e inflação

	H_0	H_1	ESTATÍSTICA DE TRAÇO	VALOR CRÍTICO 5%	VETOR
Leite em pó	$r = 0$	$r \geq 1$	29,77	17,95	0,875
Óleo de soja	$r = 0$	$r \geq 1$	17,55	15,66 (10%)	0,327
Sabão em barra	$r = 0$	$r \geq 1$	10,55	15,66 (10%)	
Salsicha em lata	$r = 0$	$r \geq 1$	27,38	17,95	-0,035

TABELA 10

Coefficiente de variação da inflação esperada e inesperada

	H_0	H_1	ESTATÍSTICA DE TRAÇO	VALOR CRÍTICO 5%	VETOR	
					EINFL	UINFL
Leite em pó	$r \geq 0$	$r \geq 1$	91,86	31,52	-2,11	11,52
	$r < 1$	$r \geq 2$	24,94	17,95	0,014	-0,34
Óleo de soja	$r = 0$	$r \geq 1$	50,12	31,52	0,337	1,439
	$r < 1$	$r \geq 2$	19,03	17,95	0,413	-3,22
Sabão em barra	$r = 0$	$r \geq 1$	27,55	28,71 (10%)	4,37	73,95
Salsicha em lata	-	-	-	-	-	-

TABELA 11

Variabilidade e inflação esperada e inesperada

	H_0	H_1	ESTATÍSTICA DE TRAÇO	VALOR CRÍTICO 5%	VETOR	
					EINFL	UINFL
Leite em pó	$r = 0$	$r \geq 1$	25,5	28,71 (10%)	-	-
Óleo de soja	$r < 1$	$r \geq 2$	40,46	31,52	0,351	-1,11
Sabão em barra	$r = 0$	$r \geq 1$	38,02	31,52	0,36	-12,53
Salsicha em lata	$r < 1$	$r \geq 2$	46,3	31,52	0,117	0,012
	$r = 0$	$r \geq 1$	21,59	17,95	12,17	-1,72

$[CV_t, EINF_t, UINF_t]$ e $Z_t = \alpha Y_t$, onde α é um vetor de co-integração. Podemos escrever isto de outra forma: $CV_t = \alpha_1 EINF_t + \alpha_2 UINF_t + Z_t$, que é uma equação de longo prazo.

Para o caso do leite em pó, o teste de Johansen aponta para a existência de um vetor de co-integração, mas rejeita a existência de dois entre CV e $LOGINFL$ (o resultado do teste é o mesmo, não importando se a estatística utilizada é o traço ou o máximo autovalor). Apenas a título de exemplo, o vetor $(-1 \ 0 \ 0,0251)$ indica que aumentos de 1% na inflação geram aumentos do coeficiente de variação de 0,025 no longo prazo. No caso do óleo de soja, produto chamariz, as firmas aceitam ainda mais dispersão. O vetor de co-integração entre CV e inflação é $(-10 \ 453)$, o que indica que no longo prazo aumentos de 1% na inflação geram aumentos de 0,45% na dispersão (medida como CV). Para os outros dois produtos, não há vetores de co-integração. A mesma regressão para o caso em que se usa SDP como estatística de dispersão inverte o resultado anterior. Neste caso, a reação da variabilidade a aumentos da inflação é maior para o leite em pó *vis-à-vis* o óleo de soja.⁶⁵ Nota-se aqui um coeficiente negativo para a equação estimada nos preços de salsicha em lata, podendo este ser atribuído ao paradoxo de Danziger.

Quando regredimos a inflação em seus dois componentes (esperado e inesperado) contra dispersão, podemos comparar a força das duas explicações alternativas para dispersão de preços: *menu cost* e incerteza inflacionária. Fazendo uso de CV como estatística de dispersão, os testes apontam para coeficientes positivos no termo de inflação esperada para todos os produtos onde se encontrou vetor de co-integração (salsicha em lata, conforme visto na seção anterior, possui CV estacionário). Nota-se que os coeficientes são substanciais para alguns produtos. A dispersão no mercado de óleo de soja sobe 0,41% para aumentos de 1% na inflação esperada. Se esta sobe de 6,5% para 10% (crescimento de 54%), a dispersão sobe 22%.

No caso do sabão em barra, o coeficiente de inflação esperada é ainda mais alto (4,37). Cabe notar que alguns produtos apresentam dois vetores de co-integração estatisticamente significativos⁶⁶ (esta é uma vantagem já mencionada do procedimento de Johansen, pois viabiliza o teste simultâneo de dois vetores).

O uso de SDP como estatística de dispersão apresenta resultados ainda mais contundentes sobre a importância da inflação esperada para dispersão de preços. Todos os coeficientes são positivos, variando de 0,11 para a salsicha em lata até 0,36 para o sabão em barra.⁶⁷

Concluindo, os testes apontam para relação positiva entre inflação esperada e dispersão de preços (para a grande maioria das regressões). Estes resultados repetem aqueles verificados na Subseção 2.4.1 sobre periodicidade média, pois as firmas aceitam maiores defasagens para os bens de primeira necessidade, cuja demanda (da firma) é mais elástica, em razão da busca mais intensa. Com efeito, sabão em barra e óleo de soja têm coeficiente de $EINF$ mais alto do que salsicha em lata para os vetores economicamente aceitáveis.

Em relação à incerteza inflacionária, os resultados são pouco conclusivos. Analisando a Tabela 10, na qual se usa CV como estatística, os resultados são ambíguos, pois, dos cinco coeficientes extraídos de três produtos, dois são negativos. Tais resultados são opostos aos previstos pelas teorias que tratam a incerteza inflacionária como fator de maior dispersão de preços.

Analisando a Tabela 11, vê-se que apenas salsicha em lata apresenta uma correlação positiva entre *SDP* e *UINFL*, enquanto, como já foi dito, todos os coeficientes relacionando *SDP* e *EINFL* são positivos. Estes resultados, à luz das teorias expostas ao longo da tese, são mais favoráveis à teoria de menu cost como fator a explicar a correlação positiva entre inflação e dispersão de preços relativos no longo prazo.

Os resultados, portanto, reforçam a teoria do *menu cost vis-à-vis* aquelas que destacam o papel da incerteza inflacionária na estratégia de reajuste de preços das firmas em alta inflação. Este achado coincide com aquele de Lach e Tsiddon para Israel, diferenciando-se do último por identificar as relações de longo prazo – estas sim o objeto de estudo das teoria testadas – entre dispersão e inflação esperada, separando-as daquelas de curto prazo.

A semelhança entre o processo inflacionário vivido no Brasil na primeira metade da década de 80 e aquele ocorrido em Israel está no padrão de aceleração, o que explica a coincidência dos resultados encontrados. O padrão de aceleração em patamares da inflação brasileira, na primeira metade da década, não criava muita incerteza quanto à verdadeira taxa de inflação mensal. Desta forma (como já discutido), tanto o raciocínio baseado no problema de extração de sinal, à la Lucas, quanto a extrapolação – de revisão de erros por parte das firmas – aqui feita para a hipótese de oferta de Tommasi não encontram muita validade num ambiente em que a inflação passada tem muito a explicar sobre a inflação corrente. E esta forte autocorrelação da inflação predomina durante boa parte do período, salvo em alguns eventos episódicos, tais como a maxidesvalorização cambial de 1983.

O estudo conclui que a presença de *menu cost*, num ambiente de aceleração inflacionária não-explosiva, parece ser o fator dominante a nortear as regras de reajuste das firmas. Conseqüentemente, dois efeitos do aumento da inflação, de sinais opostos sobre o bem-estar, convivem em mercados de bens não-duráveis. Ao fazer as compras, o consumidor encara maior dispersão de preços e, portanto, possibilidades maiores de encontrar preços mais baixos, o que o torna mais rigoroso na busca. Ao tentar a formação de relações de clientela, contudo, sujeita-se a erros mais freqüentes, em face da heterogeneidade das firmas e do maior ruído existente na informação transmitida pelo sistema de preços. Torna-se então menos criterioso na busca.

Tais padrões comportamentais não são, contudo, alterados de um mês para outro, mas são disseminados no longo prazo, daí serem mesmo confundidos com elementos culturais da população. De outra forma, consolidam-se a partir da mudança do patamar inflacionário de equilíbrio. Tais comportamentos individuais de equilíbrio só podem ser testados a partir da comparação de diferentes pontos de equilíbrio estáveis, ou seja, diferentes patamares de *steady-state* da

inflação. Para se compatibilizar com a teoria, portanto, o estudo econométrico procurou captar relações de longo prazo entre as variáveis. Assim, a identificação dos vetores de co-integração é o instrumental econométrico apropriado para o teste deste tipo de modelo.

O caráter controlado da aceleração inflacionária diminui o papel da incerteza nas estratégias das firmas e torna tanto as teorias na linha de Lucas quanto na linha de Tommasi pouco úteis para explicar o processo.

Encontradas as relações de longo prazo previstas, resta conhecer as relações de curto prazo entre dispersão (no sentido amplo), inflação incerta e inflação esperada. A técnica utilizada é rodar um modelo *VECM* (*P*), isto é, um *VAR* (*P*) com correção de erros. A correção de erros é feita com a introdução de uma variável $\alpha'Y$, onde α é o vetor de co-integração e Y um vetor contendo as séries $I(1)$ de interesse. Por construção, sabe-se que $\alpha'Y$ é estacionária, o que equivale a separar dentro do componente de resíduos a parte de longo prazo daqueles choques cuja repercussão ocorre somente no curto prazo. A forma genérica da regressão é:

$$\Delta CV_t = k + \beta t + \theta_1 (\Delta CV)_{t-1} + \dots + \theta_k (\Delta CV)_{t-k} + \gamma_0 \Delta \pi_t + \gamma_1 \Delta \pi_{t-1} + \dots + \gamma_k \Delta \pi_{t-k} + \gamma \alpha Y_{t-1} + \mu_t$$

Os coeficientes dos termos em primeiras diferenças dão conta dos efeitos de curto prazo, correntes e defasados, tanto da dispersão quanto da inflação sobre a dispersão. Pelas estimações feitas das páginas 218 a 225 do Apêndice, as relações de curto prazo indicam correlação significativa negativa entre dispersão (ou variabilidade) e seus componentes defasados, o que pode ser um indicador de sincronia nos reajustes de preços entre as firmas. O estudo abstém-se de comentar as relações de curto prazo entre inflação e dispersão, mesmo porque não obedecem a um padrão constante entre os produtos testados.

Conclusão

A correlação positiva entre inflação esperada e dispersão de preços relativos para o longo prazo – apontada nos testes – indica que, dado o caráter não-explosivo que caracteriza o processo inflacionário brasileiro na primeira metade da década, a relevância do *menu cost* na tomada de decisões de preço não pode ser desconsiderada. Estes resultados são reforçados pelo estudo da periodicidade média de reajuste das firmas naquele período.

Algumas questões, contudo, não foram respondidas neste trabalho e devem ser objeto de estudos futuros. Em primeiro lugar, o modelo utilizado na estimação da série de inflação esperada é propositalmente simples. Seria interessante verificar como os resultados mudariam caso fossem utilizadas técnicas mais avançadas, com Filtro de Kalman, por exemplo, pelo qual a cada incorporação de novos dados o modelo é reestimado, o que se aproxima do que ocorre na prática. Além disto, a introdução de um componente *forward-looking* na equação traz novos *insights* sobre o comportamento da estrutura de preços relativos em face a choques de oferta cuja repercussão seja antecipada. Também não foram feitos testes de intervalos de confiança para os coeficientes dos vetores encontrados (mas que podem ser feitos facilmente com o uso de *softwares* mais avançados).

Outro ponto interessante seria testar se, em momentos de forte instabilidade, tais como em saída de congelamentos, o papel da incerteza inflacionária aumenta de importância, com base na idéia de que o custo de oportunidade de postergar o reajuste passa a ser maior do que o próprio custo de etiquetagem. Neste caso, a estimação do processo inflacionário na segunda metade da década exigiria um modelo ARCH de correção de heterocedasticidade. A insuficiência de dados impediu-nos aqui de realizar este experimento.

Uma outra questão importante, esta de cunho teórico, diz respeito à necessidade de se formar um modelo que capte o dilema da firma entre a opção pelo *custo de menu* ou pelo custo de oportunidade de postergar seu reajuste de preços em face a erros de previsão. A incorporação da decisão de investir em

- 9 Em Akerlof e Yellen (1985) e Mankiw (1985), o intervalo ótimo de choques para os quais a firma opta pela rigidez de preços é obtido via maximização dos lucros instantâneos, isto é, a firma não leva em consideração a recorrência do choque no futuro. O resultado encontrado, via aplicação do Teorema do Envelope, é que custos de oportunidade de segunda ordem produzem rigidez em resposta a mudanças de primeira ordem na oferta de moeda. Dixit (1991) chega a um resultado ainda mais poderoso, quando as firmas formulam expectativas racionais quanto ao comportamento futuro da moeda, tomando o choque como obedecendo a um processo estocástico predeterminado. Neste caso, custos de oportunidade de quarta ordem geram rigidez em face de mudanças de primeira ordem na demanda agregada nominal, o que permite que custos de menu baixos gerem não-neutralidade da moeda.
- 10 Chamando β o custo de ajustamento e r a taxa intertemporal de desconto, "... o ganho do adiamento da mudança de preços corresponde aos lucros imediatamente anteriores à mudança, $F(s)$, e aos juros poupados por não pagar a custo de ajustamento, $r\beta$, supondo que a taxa de juros seja igual à taxa de desconto intertemporal. A perda de tal adiamento são os lucros logo depois da mudança, $F(S)$ ". Como resultado da maximização intertemporal, encontra-se o limite (S,s) ótimo que satisfaz a equação $F(s) - F(S) + r\beta = 0$, isto é, que faça com que o benefício marginal do adiamento iguale o ganho marginal com o mesmo.
- 11 Na realidade, a firma decide corrigir apenas os limites (S,s) . A periodicidade, ϵ , é função de (S,s) e da inflação, g , de *steady-state*. Com efeito, se $s = S \cdot \exp\{-gs\}$, então $\ln\{s\} = \ln\{S\} - gr$. O encurtamento da periodicidade só ocorre se o aumento da inflação superar o crescimento da dispersão (S/s) , o que só é garantido sob certas condições no modelo de Sheshinski e Weiss (1977). Partindo do vetor (S,s) ótimo, a firma não tem incentivo em reduzir a dispersão entre pico e vale, já que o aumento de custo total de reajuste – em virtude da elevação da frequência com que este ocorre – será superior aos ganhos de receita – decorrentes de se trabalhar com preços reais mais próximos do preço de monopólio.
- 12 Um argumento largamente utilizado em defesa de algumas políticas de congelamento geral de preços, ocorridas na história recente da economia brasileira, diz respeito a um suposto equilíbrio de preços relativos às vésperas dos planos ou, em outras palavras, que a aceleração inflacionária e a liberdade de preços prévia à desindexação teriam permitido um "alinhamento de preços relativos" [ver Lopes (1986)]. Implícita neste raciocínio está a suposição de que o simples encurtamento da periodicidade é condição suficiente para a eliminação de grandes defasagens dos preços reais. Contudo, falha-se em ignorar que o aumento na frequência de reajustes se dá simultaneamente com o alargamento da dispersão entre pico e vale real.
- 13 Para uma dada inflação esperada, o aumento da variância inflacionária e o conseqüente aumento da dispersão (S/s) geram crescimento da periodicidade esperada, o que pode ser visto pela equação da nota 10. Contudo, aumentos da inflação esperada, com *spread* constante, só são acompanhados por elevação da amplitude de (S,s) se a variabilidade dos preços futuros esperados for pequena [Sheshinski e Weiss (1983)].
- 14 Tal suposição parte da observação empírica de que a inflação não tem custo, mas reajustes mesmo pequenos têm custo finito (o que leva aqueles autores a considerar uma função custo descontínua na origem). Na presença de aleatoriedade bilateral dos choques, chega-se a uma regra dependente do estado mais geral do que a regra (S,s) .
- 15 Apenas exige-se que a curva de demanda seja consistente com uma função lucro estritamente quase côncava e diferenciável, para garantir a existência de um preço ótimo.
- 16 Não precisamos supor que a dona-de-casa conheça suficientemente cálculo probabilístico. Na realidade, as pessoas que fazem compras periodicamente detêm uma noção aproximadamente correta do que é um preço caro ou barato. Portanto, é razoável dizer que o consumidor tem no subconsciente uma cotação de fronteira, acima da qual o preço é considerado demasiadamente alto.

- 17 O modelo de busca precursor foi construído por Stigler (1961) e atribuído ao agente o objetivo de minimizar o preço esperado mais o custo total de busca, em relação ao número de buscas. Assim, o consumidor escolhia o número ótimo de visitas e o realizava independentemente de encontrar, antes da última busca, uma cotação que ele reconhecesse como inferior a qualquer outra possível. A limitação deste modelo está justamente no fato de não incorporar decisões sequenciais. Para uma boa resenha, ver Sargent (1987).
- 18 No início da década de 80, a Petrobrás anunciava com antecedência os reajustes de gasolina, o que provocava um forte movimento de recomposição dos estoques, por parte dos postos, a partir do anúncio. Diante disto, a empresa estatal deixou de avisar o momento do reajuste.
- 19 O caso extremo da hiperinflação austríaca serve para exemplificar o comportamento do consumidor: "... Logo, ninguém sabia quanto as coisas custavam. Preços saltavam de maneira completamente arbitrária; uma caixa de fósforo custava, em uma loja que tinha aumentado seus preços no momento certo, vinte vezes mais do que em uma outra, onde um vendedor decente estava ainda vendendo sua mercadoria ao preço do dia anterior. Como recompensa por sua honestidade, suas prateleiras ficavam vazias dentro de uma hora, porque todos corriam e compravam o que estivesse à venda, mesmo que não precisassem do produto" [Zweig (1943)].
- 20 O aprendizado seria possível com apenas duas visitas, em momentos distintos [ver Bonomo e Najberg (1993)].
- 21 O autor supõe também que, a cada instante, existe um mesmo número de firmas em cada posição relativa do ciclo (S,s) . Assim, tem-se, em equilíbrio, uma distribuição log-uniforme, invariante ao longo do tempo.
- 22 O preço de reserva não muda ao longo dos *rounds* de busca, em virtude das hipóteses de neutralidade do risco (preferências lineares) dos consumidores e do horizonte infinito (infinitas buscas podem ser feitas em cada instante do tempo). Para uma análise dos efeitos provocados pelo relaxamento destas hipóteses, ver Lippman e McCall (1976) e, para uma descrição formal das propriedades de otimalidade da busca sequencial com distribuição de probabilidades conhecida, ver Rothschild (1974). A estabilidade do preço de reserva torna os resultados de busca indiferentes à existência ou não do *recall* (direito de voltar a uma firma que anteriormente não fora aceita), na presença de uma infinidade de firmas.
- 23 Parece existir forte evidência empírica de que aumentos do patamar de inflação são acompanhados por maior variância inflacionária. Ball e Cecchetti (1988) dividem os efeitos da inflação média em dois: aqueles que atuam sobre a variância dos desvios em relação a uma média dada (choques temporários) e aqueles relacionados a flutuações da própria média (choques permanentes). Estes últimos são captados em estudos empíricos com prazos mais longos e, de acordo com a econometria feita pelos dois autores, são mais fortes do que os primeiros. No Brasil, onde aparentemente tais resultados se confirmariam, períodos de liberdade de preços são caracterizados por forte inércia no curto prazo (mensal), mas grande variação no longo prazo, com médias trimestrais, por exemplo, variando muito ao longo da década de 80.
- 24 E mesmo com lags mais curtos, deve-se levar em conta que o IGP nunca reflete a inflação dos custos de uma determinada indústria, o que só ocorreria na economia de Robinson Crusoe.
- 25 As regras (S,s) são derivadas para patamares estáveis de inflação ou, no máximo, para uma distribuição de probabilidades, invariante no tempo, dos resíduos inflacionários. Se a própria firma desconhece os parâmetros da função densidade de probabilidade, a estipulação dos limites (S,s) deve ser mais complicada e, assim, desconhecida pelos consumidores.
- 26 O consumidor busca bayesianamente, isto é, com base numa função densidade de probabilidade condicionada a um conjunto de informações que muda a cada nova busca. Rothschild (1974) demonstra as propriedades ótimas da busca adaptativa.

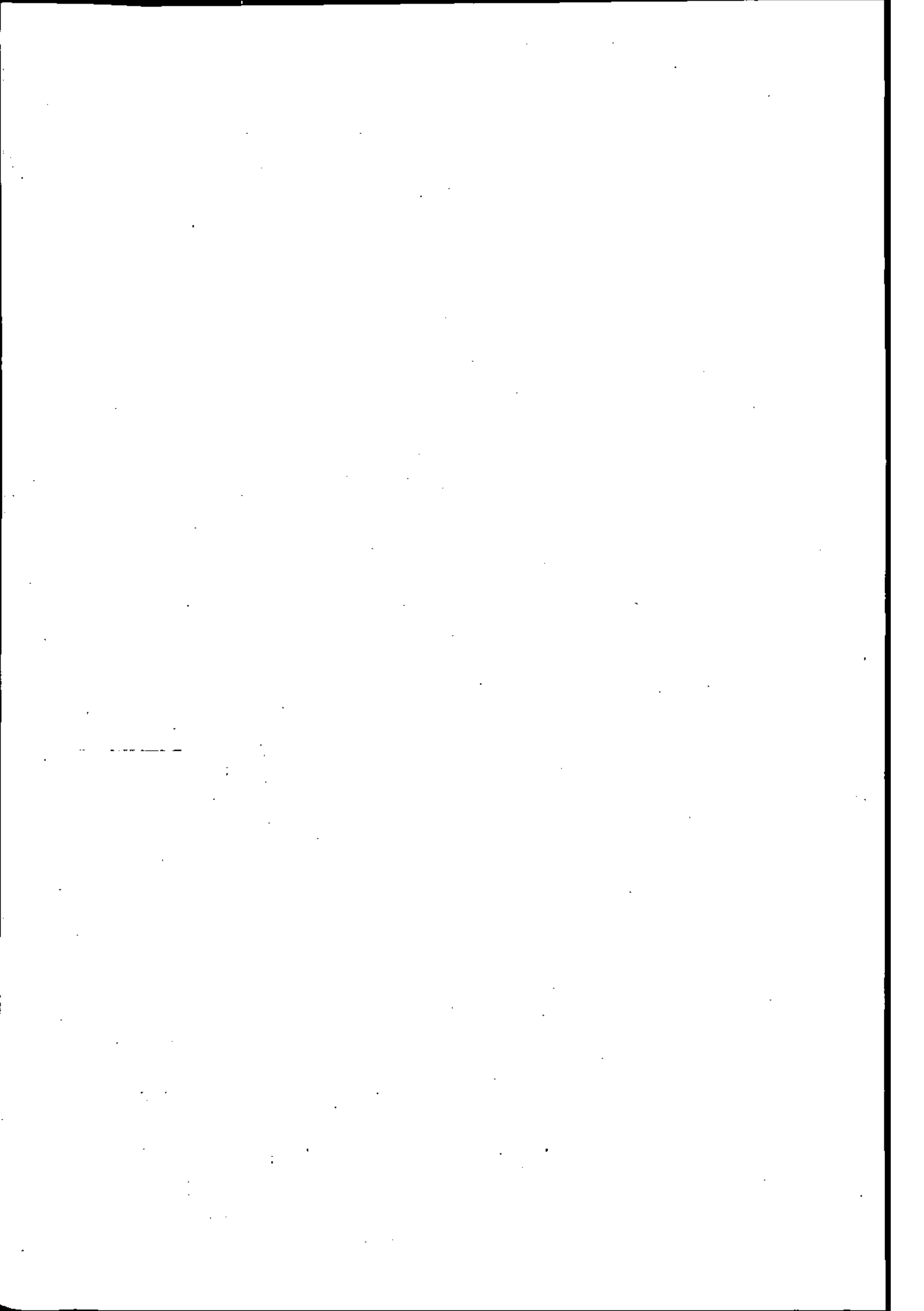
- 27 Numa analogia com Benabou e Gertner (1993), diríamos que em Lucas (1973) o custo com o qual as firmas arcam para obter informação fora da própria indústria é infinito. Entretanto, dentro da "ilha", o custo de busca seria nulo, pois neste caso haveria compatibilidade entre a estrutura informacional e a hipótese de firmas *price-takers* adotada pelo autor.
- 28 Em Ball e Checchetti (1988), as firmas superam o problema da extração de sinal de Lucas reajustando preço em *staggering*.
- 29 Caso este segundo efeito seja muito forte, pode-se chegar ao fato pouco realístico de o consumidor só buscar a preços mais baixos. Benabou e Gertner (1993) fazem restrições à função densidade de probabilidade de custos relativos das firmas, a fim de evitar regras de buscas irreais.
- 30 Supõe-se a possibilidade do *recall*, isto é, de voltar à primeira firma caso não se satisfaça com o preço da segunda.
- 31 Este problema de extração de sinal explica certos comportamentos identificados geralmente como resultantes de ilusão monetária, que na realidade é a expressão usada para denominar a extração de sinal malfeita, ou não-ótima. A viúva idosa que confunde o rendimento nominal de sua caderneta de poupança com o rendimento real, num ambiente de alta inflação, comporta-se assim porque não observa a razão entre variância de choques agregados (inflação) e idiossincráticos (juro real do ativo financeiro).
- 32 Num modelo sem busca não se pode explicar a relação de clientela pelo custo de visitar outras lojas. Os autores, então, impõem a hipótese do consumidor que é obrigado a frequentar a loja durante todo o ciclo (S, s), sem poder substituir o bem quando o preço deste encontra-se no nível de pico.
- 33 Se a decisão é, ao fim, errada ou não dependerá da avaliação que o consumidor faz do bem. Explicitando o raciocínio, se o consumidor observa o preço de vale p_1 e, por isto, subavalia a média, o *pay-off* líquido esperado será $ei - E_i[P_j]$, enquanto o ganho efetivo será $ei - P_j$. A inversão dos sinais dependerá do valor de ei . Sendo os consumidores heterogêneos em termos de avaliação (ei) que fazem do bem, quanto maior a dispersão entre os preços de pico e de vale da firma, maiores os erros de estimação e maior a fatia de consumidores cujo erro resulta no estabelecimento de uma alocação subótima.
- 34 Como veremos no próximo capítulo, Tommasi (1993) exclui os efeitos da variância inflacionária da explicação da variabilidade de preços relativos da hiperinflação argentina.
- 35 Supõe-se que cada consumidor tem um custo de busca diferente e, portanto, seja heterogêneo em termos de seu preço de reserva.
- 36 A inclinação da curva de demanda, ou o poder de mercado das firmas, resulta do desconhecimento, da desinformação do consumidor acerca de que firma cobra o preço mais baixo e da existência de custo de busca positivo. Se o consumidor conhece a loja mais "barateira" ou pode buscar indefinidamente até encontrá-la (caso em que o custo de busca é nulo), nenhuma firma terá demanda se fixar seu preço acima do mínimo e, assim, todas elas comportar-se-ão como num mercado em concorrência perfeita.
- 37 Este comportamento coincide com aquele descrito por Benabou (1988 e 1989), embora por motivos inteiramente diversos. O aumento da dispersão de preços entre as firmas é, aqui, o efeito último da inflação, o que é o contrário do que ocorre nos modelos baseados em regras de reajuste do tipo (S, s), onde o aumento da dispersão de preços relativos *cross-section* desencadeia a intensificação das buscas e seus efeitos sobre o *welfare*. Hoomissen (1988) parte dos mesmos pressupostos de Tommasi (1991) e chega à dispersão como função monótona crescente da inflação.

- 38 Podemos levantar dúvidas sobre o fato de um estimador de variabilidade poder espelhar bem o problema do desconhecimento a respeito da hierarquia média ou futura dos preços das firmas. O ideal seria fotografar a posição relativa de cada uma das lojas que vendam um bem homogêneo e ver com que velocidade elas trocam de posição ao longo do tempo. Esta volatilidade é a responsável pelas reações e efeitos captados nos modelos de busca intertemporal, e não a variabilidade em si, pois esta última pode crescer mesmo com a hierarquia entre as firmas inalterada.
- 39 Lach e Tsiddon (1992) fazem um estudo econométrico para Israel e encontram resultados que apóiam esta intuição, isto é, o poder explicativo da inflação prevista é bem maior do que aquele atribuído aos erros de previsão.
- 40 Isto nem sempre será verdadeiro se utilizarmos o conceito de variabilidade para medirmos dispersão, como será visto adiante.
- 41 Esta ressalva é importante, posto que o consumidor poderia apreender em compras repetidas, eliminando a vantagem inicial da firma.
- 42 Blinder (1991) oferece uma alternativa criativa ao teste econométrico, distribuindo questionários a fim de saber das empresas por que seus preços são rígidos em face de choques agregados.
- 43 Hoomissen (1988) introduz um elemento quadrático para a inflação na sua regressão, encontrando coeficientes negativos para quase todos os produtos. Isto favorece a tese de que a dispersão é uma função côncava da inflação.
- 44 A ocorrência de uma greve de dois meses no IBGE impediu a obtenção de uma amostra mais abrangente. O objetivo inicial era coletar preços de 11 produtos, sendo seis bens de consumo não-duráveis (os quatro já citados, mais sabão em pó e fermento), dois semiduráveis (lâmpada e vassoura) e três duráveis (televisão, aparelho de ar-refrigerado e aspirador de pó). A finalidade era captar os efeitos de diferentes padrões de busca nos coeficientes das equações estimadas para cada produto individualmente. Deve-se esperar que, quanto mais caro e mais extenso o período de desfrute do bem, mais insistentes serão os consumidores. Ao mesmo tempo, a pouca frequência com que o consumidor visita o mercado faria com que ele não agisse no sentido de formar relações de clientela com as lojas, o que não deixaria que a intensidade da busca fosse afetada pela volatilidade dos preços relativos. Em equilíbrio, as firmas agiriam sob a ameaça constante – não atenuada pelo recrudescimento da inflação – da busca dos consumidores. Assim, o coeficiente que relaciona inflação e dispersão (seja qual for o coeficiente que a mensure) deveria ser relativamente baixo. Para bens não-duráveis, contudo, as relações de clientela afetam a busca, e a dificuldade de formá-las torna o consumidor mais leniente. Assim, a inflação inesperada deve gerar um efeito importante na variabilidade de preços relativos, tanto pela intensificação dos erros de previsão no lado da oferta quanto pelo sancionamento dos mesmos por consumidores confusos (a demanda das firmas fica mais inelástica). Caucutt, Ghosh e Kelton (1992), num estudo para a economia americana, verificam que a não-durabilidade tem efeito positivo estatisticamente significativo sobre o coeficiente que relaciona inflação e dispersão.
- 45 A autonomia de um estabelecimento em relação ao restante da cadeia varia conforme o supermercado. Geralmente, promoções conjuntas são feitas, existindo contudo alguma dispersão de preços. Utilizamos tal hipótese comportamental como padrão para identificação das cadeias.
- 46 Uma gama de produtos mais abrangentes poderia identificar mercados onde a presença de grande número de firmas pequenas, e imperceptíveis ao *policy-maker*, gera uma dispersão maior de preços, *vis-à-vis* aqueles mercados mais sujeitos a controle, dentro do estudo empírico de Cunha (1988). A hipótese testada seria a de que as firmas não controladas aproveitam-se do congelamento para aumentarem seu *mark-up*.
- 47 Para uma crítica desta estratégia de política econômica, ver Cunha (1988).

- 48 A periodicidade de um mês é usada apenas para simplificar. A este nível de inflação, os reajustes ocorriam, no Brasil, no máximo a cada 10 dias – o que é um indício de *menu cost*.
- 49 A existência do custo de reajuste impediu a conversão para a URV dos preços dos supermercados. O desalinhamento daí decorrido é coerente com a grande dispersão de preços relativos prévia ao Plano. Também os grandes reajustes ocorridos na última semana de junho de 1994 podem ser explicados pela grande defasagem entre S e s em virtude da aceleração inflacionária. Com efeito, a firma que estava no s reajustou para S , sem saber ao certo, contudo, o nível de preço real que seria necessário recompor. Isto porque ela sabia que todos entrariam na nova moeda a um nível alto de preço real e, por isto, não conhecia o resultado agregado deste movimento. Preferiu então errar para cima – e arcar com um custo de estoque – a errar para baixo – e não repor os estoques. O resultado deste problema de informação sobre o comportamento dos concorrentes resultou na remarcação “preventiva” da última semana do cruzeiro real. É importante mencionar que o custo de superestimar estava bastante reduzido àquela altura em face de uma taxa de juros que não era claramente punitiva – até mesmo pela dificuldade do *policy-maker* de estabelecer um nível de taxa de juros “correto” quando há grande incerteza inflacionária – e, principalmente, porque parece ter havido antecipação especulativa de compras pelos consumidores, que acabou por referendar preços reais de pico “incorretos”.
- 50 Em muitos casos, o reajuste é feito pelo próprio fornecedor, que arca com os custos de etiquetagem. Em outros casos, o estabelecimento terceiriza o serviço. Tais estratégias são adotadas concomitantemente ao avanço tecnológico na remarcação de preços. Os supermercados procuram realizar economias de escalas na remarcação, reajustando todos os seus produtos na mesma data, independentemente da data de mudança de tabela do fornecedor, como mostram Lach e Tsiddon (1994).
- 51 Existe ainda o caso dos pequenos, que pagam à vista pelos seus estoques, devido às condições mais duras impostas pelo atacadista, e optam então por operar com estoques antigos, fazendo promoções por conta disto.
- 52 Isto não significa que quebras estruturais não ocorram, mas, uma vez alterada a tendência, todo ruído tem caráter meramente cíclico, não influenciando a trajetória de longo prazo da variável.
- 53 Uma variável estacionária é definida como aquela cuja distribuição é invariante no tempo ou, em outras palavras, cuja média e variância independem do período amostral. Uma condição necessária para que a estimação de uma equação pelo método de mínimos quadrados tenha significado estatístico é a de que as variáveis envolvidas sejam estacionárias.
- 54 Uma variável é dita integrada de ordem k ($I(k)$) se exige k diferenciações para tornar-se estacionária (daí, serem também chamadas *difference-stationary*).
- 55 A expressão “regressão espúria” foi cunhada no artigo seminal de Granger e Newbold (1974). Para uma ótima resenha, ver Stock e Watson (1988b).
- 56 O principal problema diz respeito à possibilidade de correlação entre o erro e as variáveis do lado direito da regressão. Para maiores detalhes, ver Stock e Watson (1991).
- 57 Estudos de Monte Carlo feitos por Gonzalo (1989) sugerem que o método de Johansen tem melhor potência do que os métodos de Stock e Watson e de Engle-Granger. Outra vantagem do teste de Johansen é ser o único procedimento que estima mais de um vetor de co-integração.
- 58 A definição dos períodos foi estabelecida com base na análise do Gráfico 3, que apresenta um salto de patamar em meados de 1983.
- 59 Esta tese contém um Apêndice que, por motivos técnicos, não pôde figurar nesta edição. Os leitores que porventura necessitarem e/ou desejarem consultá-lo poderão dirigir-se ao Departa-

mento de Economia da PUC-RJ ou solicitá-lo diretamente ao autor. Obviamente, as citações ao Apêndice constantes desta parte referem-se às páginas da versão original da tese (p. 137-225).

- 60 Campbell e Perron (1991) comentam que um número baixo de *lags* gera um viés no teste no sentido de rejeitar-se a hipótese de raízes unitárias. Contudo, é sabido que um número grande de regressores baixa a potência do teste.
- 61 O gráfico da aceleração inflacionária (*DLOGINFL*) indica o comportamento de uma série estacionária, pois não apresenta tendência e não indica heterocedasticidade, como pode ser visto na página 142 do Apêndice.
- 62 A maior parte dos autores adiciona um termo de inflação própria (do próprio mercado) na equação de inflação esperada. Isto não foi feito neste trabalho porque os dados se comportavam de modo a apresentar forte correlação entre meses sucessivos. Em alguns meses todos reajustavam e em outros ninguém o fazia. Este comportamento se mantém para a subamostra, o que pode indicar a presença de sincronia no *timing* de reajuste.
- 63 O único caso em que foram usados 13 *lags* foi para *SDP* do sabão em barra, para o qual 10 *lags* não foram suficientes para tornar normal a distribuição dos resíduos.
- 64 Uma questão importante foi a escolha da ordem p , do VAR (P). O critério utilizado foi começar de *lags* baixos, aumentando até o "branqueamento" dos resíduos.
- 65 Pelo número insuficiente de produtos, não foi possível se fazer o experimento de Domberger (1987) e Caucutt, Ghosh e Kelton (1992), para tirar conclusões sobre a variação do coeficiente por produto.
- 66 A presença de um coeficiente negativo para *EINFL* em um dos vetores pode ser atribuída mais uma vez ao paradoxo de Danziger.
- 67 O segundo vetor da salsicha em lata parece pouco plausível economicamente, devido ao módulo alto do coeficiente encontrado.



Referências bibliográficas

- AKERLOF, G. A., YELLEN, J. L. A near-rational model of the business cycle, with wage and price inertia. *Quarterly Journal of Economics*, 100^o suplemento, p. 823-838, 1985.
- BALL, L. Why does high inflation raise inflationary uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, v. 29, p. 371-388, 1992.
- BALL, L., CHECCHETTI, S. Imperfect information and staggered price setting. *American Economic Review*, n. 78, p. 999-1.018, 1988.
- BALL, L., MANKIW, G. *Asymmetric price adjustment and economic fluctuations*. Princeton University e Harvard University, Dec. 1991, mimeo.
- BALL, L., MANKIW, G., ROMER, D. The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brooking Papers on Economic Activity*, n. 1, p. 1-65, 1988.
- BALL, L., ROMER, D. Are prices too sticky? *Quarterly Journal of Economics*, p. 508-524, 1988.
- . *Real rigidities and the nonneutrality of money*. 1990.
- . *Inflation and the informativeness of prices*. Princeton University e University of California (Berkeley), Mar. 1992, mimeo.
- BARRO, R. A theory of monopolistic price adjustment. *Review of Economic Studies*, v. 39, p. 17-26, 1972.
- BENABOU, R. Search, price setting and inflation. *Review of Economic Studies*, v. 55, n. 183, p. 353-373, 1988.
- . Optimal price dynamics and speculation with a storable good. *Econometrica*, v. 57, n. 1, p. 41-81, 1989.

- . *Inflation and markups: theories and evidence from the retail trade sector*. MIT, 1991 (Working Paper, 587).
- . Inflation and efficiency in search markets. *Review of Economic Studies*, v. 60, p. 69-93, 1992.
- BENABOU, R., GERTNER, R. Search with learning from prices: does increased inflationary uncertainty lead to higher markups? *Review of Economic Studies*, v. 60, p. 69-93, 1993.
- BENABOU, R., KONIECZNY, J. *On inflation and output with costly price changes: a simple unifying results*. MIT/Department of Economics, 1991 (Working Paper, 585).
- BERTOLLA, G., CABALLERO, R. *Kinked adjustment costs and aggregate dynamics*. NBER Macroeconomics Annual, 1990.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C. R. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, v. 7, p. 151-174, 1981.
- BLANCHARD, O. J. Price asynchronization and price level inertia. In: DORNBUSCH, R., SIMONSEN, M. H. (eds.). *Inflation, debt and indexation*. MIT Press, 1983.
- BLANCHARD, O. J., KIYOTAKI, N. Monopolistic competition and the effects of aggregate demand. *American Economic Review*, n. 77, p. 647-666, 1987.
- BLEJER, M., LEIDERMAN, L. On the real effects of inflation and relative-price variability: some empirical evidence. *Review of Economic and Statistics*, 1981.
- BLINDER, A. Why are prices sticky? Preliminary results from an interview study. *American Economic Review*, v. 81, n. 2, p. 89-96, May 1991.
- BONOMO, M. A., NAJBERG, S. *Inflation and timely recall*. Rio de Janeiro: PUC, 1993, mimeo.
- BOX, G. E. P., JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day, 1970.
- CABALLERO, R., ENGEL, E. *The output-inflation tradeoff revisited*. Columbia University, Oct. 1991, mimeo.
- CAMPBELL, J., PERRON, P. *Pitfalls and opportunities: what macroeconomics should know about unit roots*. National Bureau of Economic Technical, Apr. 1991 (Working Paper, 100).
- CAPLIN, A., LEAHY, J. State-dependent pricing and the dynamics of money and output. *Quarterly Journal of Economics*, n. 106, p. 683-706, 1991.
- CAPLIN, A., SPULBER, D. Menu costs and the neutrality of money. *Quarterly Journal of Economics*, v. 102, p. 703-725, Nov. 1987.

- CARLSON, J., McAfee. Discrete equilibrium price dispersion. *Journal of Political Economy*, v. 91, p. 480-493, 1983.
- CASELLA, A., FEINSTEIN, J. Economics exchange rate during hyperinflation. *Journal of Political Economy*, v. 98, n. 1, p. 1-27, 1990.
- CAUCUTT, E. M., GHOSH, M., KELTON, C. M. L. *Price dispersion and inflation: a new look at administered pricing*. University of Minnesota, 1992, mimeo.
- CUKIERMAN, A. The relationship between relative prices and the general price level: a suggested interpretation. *American Economic Review*, v. 69, p. 444-447, 1979.
- CUNHA, L. R. Congelamento e preços relativos: a experiência brasileira. Rio de Janeiro: PUC, 1988 (Texto para Discussão, 253).
- DANZIGER, L. On inflation and relative price variability. *Economic Inquiry*, p. 285-298, Apr. 1987.
- DIAMOND, P. Search, sticky prices and inflation. 1988 (MIT Working Paper, 509).
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistics Association*, v. 74, p. 1.057-1.072, 1979.
- DICKEY, D. A., THORNTON, D. L. A primer on cointegration with an application to money and income. *Federal Reserve of St. Louis*, Mar./Apr. 1991.
- DIXIT, A. Analytical approximations in models of hysteresis. *Review of Economic Studies*, v. 58, n. 1, p. 141-151, Jan. 1991.
- DOMBERGER, S. Relative price variability and inflation: a disaggregated analysis. *Journal of Political Economy*, v. 95, p. 547-566, 1987.
- EDEN, B. *The adjustment of prices to monetary shocks when trade is uncertain*. Conference of Economic Fluctuations Research Meeting, 1993, mimeo.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251-276, 1987.
- FISCHER, S. Relative shocks, relative price variability and inflation. *Brooking Paper on Economic Activities*, v. 2, p. 381-431, 1981.
- FRENKEL, R. Decisiones de precio en alta inflación. *Estudios Cedes*, v. 2, n. 3, 1979.
- FULLER, W. A. *Introduction to statistical time series*. New York: Wiley, 1976.
- GONZALO, J. *Cointegration and aggregation*. University of California at San Diego/Department of Economics, Jun. 1989 (Discussion Paper, 89-30).
- GORDON, R. What is new-Keynesian economics. *Journal of Economic Literature*, v. 28, Sep. 1990.

- GRANGER, C. W. J. *Co-integrated and error correcting models*. 13^a ed., 1983 (UCDS Discussion Paper, 83).
- GRANGER, C. W. J., NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Economics*, v. 2, p. 111-120, 1974.
- HERCOWITZ, Z. Money and dispersion of relative prices. *Journal of Economic Literature*, n. 89, p. 328-356, 1981.
- HOOMISSEN, T. van. Price dispersion and inflation: evidence from Israel. *Journal of Political Economy*, v. 96, p. 1.303-1.314, 1988.
- ISSLER, J. V. Inflation level and uncertainty: evidence using Brazilian data. *Revista Brasileira de Economia*, v. 45, n. 3, p. 473-482, 1991.
- JARQUE, C. M., BERA, A. K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economic Letters*, v. 6, p. 255-259, 1980.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic and Control*, v. 12, p. 231-254, 1988.
- JOHNSTON, J. *Econometric methods*. 3^a ed., McGraw Hill, 1984.
- JORNAL DO BRASIL. *Os ganhos astronômicos dos supermercados*. Rio de Janeiro, 12 jun. 1994.
- KING, R. G., PLOSSER, C. I., STOCK, J. H., WATSON, M. W. *Stochastic trends and economic fluctuation*. 1987 (NBER Discussion Paper, 2.229).
- LACH, S., TSIDDON, D. The behaviour of prices and inflation: an empirical analysis of disaggregated price data. *Journal of Political Economy*, v. 100, p. 349-389, Apr. 1992.
- . *Staggering and synchronization in price-setting: evidence from multiproduct firms*. Brown University/Department of Economics, Apr. 1994 (Working Paper, 95-10).
- LANDSBERGER, M., PELED, D. *Duration of offers and the variability of price under conditions of imperfect information*. Israel: Tchnion, Aug. 1975, mimeo.
- LIPPMAN, S., McCALL, J. The economic of job search: a survey. *Economic Inquiry*, v. 24, Jun. 1976.
- LOPES, F. *Choque heterodoxo: combate à inflação e reforma monetária*. Campus, 1986.
- LUCAS, R. Some international evidence on output inflation tradeoffs. *American Economic Review*, v. 63, p. 326-334, 1973.
- MACKINNON, J. G. *Critical values for cointegration tests*. UC San Diego Discussion Paper, 1990.

- MANKIW, N. G. Small menu cost and large business cycle: a macroeconomics model of monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, v. 100, p. 529-539, 1985. [Também publicado em MANKIW, N. G., ROMER, D. (eds.). *New Keynesian economics*, v. 1.]
- MATA, M. da. Controle de preços na economia brasileira: aspectos institucionais e resultados. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 10, n. 3, p. 911-954, dez. 1980.
- McMINN, R. Search and market equilibrium. *Journal of Political Economy*, v. 88, p. 308-327, 1980.
- MISHKIN, F. S. Is the fisher effect for Real? A reexamination of the relationship between inflation and interest rates. 1991 (NBER Working Paper, 3.632).
- NELSON, C. R., PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macro-economic time series. *Journal of Monetary Economics*, p. 129-162, 1982.
- PALERM, A. Market structure and was flexibility. *Journal of Development Economics*, v. 36, 1991.
- PARKS, R. Inflation and relative price variability. *Journal of Political Economy*, v. 86, p. 79-85, 1978.
- PEREIRA, P. L. V. Co-integração: uma resenha com aplicações a séries brasileiras. *Revista de Econometria*, v. 8, p. 7-29, 1988.
- PERRON, P., PHILLIPS, P. Testing for a unit root in a time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.
- PESARAN, M. H., PESARAN, B. *Microfit 3.0: an interactive econometric software package*. Oxford University Press, 1991 (User Manual).
- PHILLIPS, P. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, v. 55, p. 277-301, 1987.
- PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. *Econometric models and economic forecast*. 2ª ed.; New York: McGraw-Hill, 1981.
- REINGANUM, J. A simple model of equilibrium price dispersion. *Journal of Political Economy*, v. 87, p. 851-858, 1979.
- ROSENFELD, D., SHAPIRO, R. Optimal adaptative search. *Journal of Economic Theory*, v. 25, p. 1-20, 1981.
- ROTEMBERG, J. Aggregate consequences of fixed costs of price adjustment. *American Economic Review*, v. 73, n. 3, p. 433-436, Jun. 1983.
- ROTHSCHILD, M. Searching for the lowest price when the distribution of prices is unknown. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 687-711, 1974.
- ROTHSCHILD, M., STIGLITZ, J. Increasing risk I: a definition. *Journal of Economic Theory*, v. 2, n. 3, p. 225-243, 1970a.

- . Increasing risk II: its economics consequences. *Journal of Economy Theory*, v. 3, n. 1, p. 66-84, 1970b.
- SARGENT, T. *Dynamic macroeconomic theory*. Harvard University Press, 1987.
- SCHWERT, G. Test for unit roots: a wastearls investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 7, p. 147-159, 1989.
- SHESHINSKI, E., WEISS, Y. Inflation and costs of price adjustment. *Review of Economic Studies*, v. 44, p. 287-304, 1977.
- . Optimum pricing policy under stochastic inflation. *Review of Economic Studies*, v. 50, n. 3, p. 513-529, Jul. 1983.
- STIGLER, G. The economics of information. *Journal of Political Economy*, v. 69, p. 213-225, 1961.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. Testing for common trends. *Journal of the American Statistics Association*, v. 83, n. 404, p. 1.097-1.107, 1988a.
- . Variable trends in economic time series. *Journal of Economics Perspectives*, v. 2, n. 3, p. 147-174, 1988b.
- . Variables trends in economic time series. In: ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. (eds.). *Long run economic relationships: reading in cointegrations*. Oxford, New York, Toronto e Melbourne: Oxford University Press, 1991 (Advanced Texts in Econometrics). [Trabalho publicado originalmente em 1988.]
- TOMMASI, M. *The welfare effects of inflation: the consequences of price stability on search markets*. Ucla/Department of Economics, 1991, mimeo.
- . Inflation and relative prices: evidences from Argentina. In: SHESHINSKI, E., WEISS, Y. (eds.). *Optimal pricing, inflation and cost of price adjustment*. Cambridge: MIT Press, 1993.
- TSIDDON, D. The (mis) behaviour of the aggregated price level. *Review of Economic Statistics*, dez. 1993.
- WEISS, Y. Inflation and price adjustment: a survey of findings from micro-data. In: SHESHINSKI, E., WEISS, Y. (eds.). *Optimal princing, inflation and cost of price adjustment*. Cambridge: MIT Press, 1993.
- ZINDE-WALSH, V. On the periodicity of solutions to dynamic problems of costly price adjustment under inflation. *Economic Letters*, v. 23, p. 365-369, 1987.

Abstract

The objective of this thesis is to discuss the effects of inflation over the price readjustment of firms and over the search of consumers, paying attention to make difference between effects of signal extraction problems, intrinsic to inflationary uncertainty or to heterogeneity between firms, and effects of own inflation, being deterministic or not. About this last case, it discusses the importance of menu cost to the inflationary dynamic. To try each argument, it makes use of econometric analysis of time series, treating inflation and relative price dispersion like non stationary data generate process and making conclusion about what is the most important to explain the price dispersion in the Brazilian economy: the inflationary uncertainty or the expected inflation.



Editado pelo
Departamento de Relações Institucionais
Dezembro 1995